Centre de recherche sur les transports (C.R.T.)
Centre for Research on Transportation
CRT-2004-04

L'USAGE DE LA TÉLÉPHONIE MOBILE AU VOLANT ET LE DOSSIER DE CONDUITE

par

Claire Laberge-Nadeau
Jean-François Angers
François Bellavance
Sophie Lapierre
Robert Latour
Urs Maag
Stéphane Messier
Denise Desjardins

Février 2004

Laboratoire sur la sécurité des transports
Laboratory on Transportation Safety

Université de Montréal
C.P. 6128, succursale Centre-ville, Montréal QC H3C 3J7 Canada
Téléphone: (514) 343-7575 / Télécopieur: (514) 343-7121

crt@crt.umontreal.ca
www.crt.umontreal.ca

HEC ÉCOLE POLYTECHNIQUE MONTRÉAL Université de Montréal

PUBLICATION
CRT-2004-04

L'USAGE DE LA TÉLÉPHONIE MOBILE AU VOLANT ET LE DOSSIER DE CONDUITE

par

Claire Laberge-Nadeau[1,2]
Jean-François Angers[2,3]
François Bellavance[2,4]
Sophie Lapierre[2,5]
Robert Latour[4]
Urs Maag[2,3]
Stéphane Messier[2]
Denise Desjardins[2]

Rapport scientifique d'une recherche universitaire en sécurité routière présenté aux organismes subventionnaires de l'action concertée : Fonds de la recherche sur la nature et les technologies (FQRNT), Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ), ministère des Transports du Québec (MTQ).

1. Département de Médecine sociale et préventive, Université de Montréal, C.P. 6128, succursale Centre-ville, Montréal, Canada H3C 3J7
2. Laboratoire sur la sécurité des transports du Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, C.P. 6128, succursale Centre-ville, Montréal, Canada H3C 3J7
3. Département de mathématiques et statistique, Université de Montréal, C.P. 6128, succursale Centre-ville, Montréal, Canada H3C 3J7
4. Service de l'enseignement des méthodes quantitatives de gestion, HEC Montréal, 3000 Côte Sainte-Catherine, Montréal, Canada H3T 2A7
5. Département de mathématiques et génie industriel, École Polytechnique, C.P. 6079, succursale Centre-ville, Montréal, Canada

Dépôt légal – Bibliothèque nationale du Québec
Bibliothèque nationale du Canada, 2004

RÉSUMÉ

Responsable : Dr Claire Laberge-Nadeau, chercheure titulaire du Département de Médecine sociale et préventive de l'Université de Montréal et Directrice du Laboratoire sur la sécurité des transports du CRT. Cette étude épidémiologique "L'usage du téléphone mobile (TM) au volant et le dossier de conduite" porte sur 36 078 répondants. Il s'agit de plusieurs études conduites par des collègues spécialistes exploitant une riche banque de données réalisée dans un projet antérieur qui avait montré un risque d'accidents matériels et corporels de 38% plus élevé d'une cohorte avec TM comparée à celle sans TM et un risque 2 fois plus élevé chez les grands utilisateurs de TM. Par des analyses bayésiennes, un risque lié à l'utilisation du TM lors d'accidents montre un risque relatif (RR) de 0,78 si moins d'un appel par jour et de 2,27 si plus de 7 appels par jour. Par des simulations des appels (19 millions) et accidents pour vérifier si le devis cas chassé-croisé (case-crossover) estime correctement le risque d'accidents, les résultats montrent une surestimation du RR due à l'imprécision des données, invalidant les résultats de Redelmeier et Thibshirani. Par des modèles statistiques contrôlant l'exposition au risque, l'étude montre que les utilisateurs(trices) de TM enregistrent plus d'infractions au Code de la sécurité routière et au Code criminel (alcool). Cette conduite à risque a aussi été corroborée en comparant les 2 cohortes avant possession du TM, 1987 vs 1999; les utilisateurs en 1987 n'étaient pas plus à risque d'accident que les jamais utilisateurs mais le devenaient en 1999. Les résultats de toutes ces analyses renforcent l'inférence trouvée du RR d'accidents dû à la possession et à l'utilisation du TM au volant. Plusieurs publications sont en préparation par l'équipe multidisciplinaire de chercheurs-professeurs.

Mots clés : étude épidémiologique, cohortes, risque de collision, accidents, infractions, téléphone mobile, téléphone cellulaire, dossier de conduite, devis cas chassé-croisé, analyses bayésiennes.

ABSTRACT

Director of Research : Dr. Claire Laberge-Nadeau, Researcher, Department of Social and Preventive Medicine, Université de Montréal, and Director of the Laboratory on Transportation Safety of the CRT. This epidemiological study "Mobile Phone (M.P.) Use and the Driving Record" was done on 36 078 respondents. Several studies lead by several specialized colleagues explore a rich data bank realized in a former project that showed an increased collision risk with material damage and crash injuries of 38% more for a cohort with M.P. compared to a cohort of drivers without M.P., and a 2 fold risk for frequent telephone users. With Bayesian analyses, a risk associated with M.P. use during collisions showed a relative risk (RR) of 0,78 for those making fewer than one call a day and an RR of 2,27 if more than 7 calls a day. With simulations of calls (19 million in the data bank) and crashes, a study verified if the case-crossover design was pertinent to estimate accurately the crash risk of M.P. usage while driving. The results showed an overestimation of the real risk because of non accurate data, invalidating Redelmeier and Tibshirani's results for that problem. With statistical models that control for risk exposure, this study showed that M.P. users have more infractions to traffic regulations and to the criminal code (alcohol). This risky driving was also found when comparing the two cohorts before they had an M.P., 1987 vs. 1999 : the M.P. users in 1987 were not more at crash risk than the never M.P. users but became more at risk in 1999. The results of all these analyses reinforce the inference found of an increased relative crash risk by having and using an M.P. while driving. Several publications are prepared by our multidisciplinary researchers-professors.

Keywords: epidemiological study, cohorts, collision risk, accidents, infractions, mobile phone, cell phone, driver's record, case-crossover design, Bayesian analyses.

REMERCIEMENTS

Cette recherche a bénéficié de l'apport de plusieurs personnes et organismes que l'on tient à remercier chaleureusement. La Société de l'assurance automobile du Québec a non seulement supporté cette recherche financièrement, mais lui a aussi donné son appui par les actions suivantes : envoi postal de 175 000 lettres et questionnaires aux titulaires de permis de conduire suivant les spécifications de notre groupe de recherche. Les données obtenues de cet organisme, avec l'accord des participants à notre étude, ont permis d'obtenir des résultats permettant de mesurer le risque que représente l'utilisation du téléphone au volant. Nous soulignons également la contribution financière du ministère des Transports du Canada qui a facilité la réalisation de ce travail. Le Fonds de recherche sur la nature et technologies, par le biais de son programme d'Action concertée, a principalement permis un support à la réalisation de ce vaste projet de recherche.

Grâce à la collaboration des quatre compagnies offrant le service de téléphonie mobile/cellulaire au Québec en 1999, nous avons obtenu les données nécessaires à la réalisation de cette recherche. Ces compagnies sont : Bell Mobilité, Clearnet, Fido/Microcell et Rogers AT&T. En plus de ces quatre compagnies, nous remercions l'Association canadienne des télécommunications sans fil qui a aussi participé à l'obtention de la collaboration des compagnies de téléphonie sans fil.

Plusieurs Professeurs ont contribué à ce projet pluridisciplinaire et nous apprécions leur grande collaboration : Jean-François Angers, professeur titulaire, département de mathématiques et statistiques, Université de Montréal, François Bellavance, professeur agrégé, service de l'enseignement des méthodes quantitatives de gestion, HEC Montréal, Sophie Lapierre, professeure agrégée, département de mathématiques et génie industriel, École Polytechnique de Montréal, Robert Latour, professeur agrégé, service de l'enseignement des méthodes quantitatives de gestion, HEC Montréal, Urs Maag, ex-professeur titulaire et maintenant professeur associé, département de mathématiques et statistiques, Université de Montréal. Nous soulignons aussi la participation des professionnels de recherche Denise Desjardins et Stéphane Messier et des étudiants. L'Université de Montréal a également apporté son soutien, au Centre de recherche sur les Transports, dont fait partie le Laboratoire sur la sécurité des transports, qui offre une expertise informatique permettant l'analyse de gros fichiers anonymisés, 19 millions d'appels téléphoniques, 38 000 répondants, et leurs dossiers de conduite.

Cette recherche universitaire a été conduite d'une façon indépendante, les octrois de recherche assurant toute la liberté aux auteurs qui ont participé aux différentes étapes de cette recherche. Les auteurs assurent la responsabilité des résultats.

Mes remerciements s'adressent au public, aux conducteurs et conductrices qui ont pris la peine de répondre à un court questionnaire, signer le consentement et poster leurs réponses, sans quoi cette recherche n'eut pu avoir lieu. À tous un grand merci,

Claire Laberge-Nadeau

TABLE DES MATIÈRES

Résumé ____ iii

Remerciements ____ v

Faits saillants et résumé des 5 volets ____ ix

CHAPITRE I : Introduction ____ 1

CHAPITRE II : *Conduite à risque et comparaison des 2 cohortes utilisatrices et non-utilisatrices de téléphonie sans fil* (Volet 1) ____ 7

CHAPITRE III : *Typologie des accidents selon les deux cohortes* (Volet 2) ____ 49

CHAPITRE IV : *La méthode du cas chassé-croisé (case-crossover) surestime-t-elle le risque réel d'accident en conversant au téléphone?* (Volet 3) ____ 109

CHAPITRE V : *Le téléphone au volant et l'estimation du risque d'accidents à l'aide d'analyses bayésiennes* (Volet 4) ____ 121

CHAPITRE VI : *Les accidents des années 1987 et 1996 afin d'évaluer la conduite à risque avant la possession d'un téléphone mobile* (Volet 5) ____ 135

CHAPITRE VI : Conclusion ____ 153

FAITS SAILLANTS ET RÉSUMÉ DES 5 VOLETS

Les 5 volets d'analyses en plus de confirmer les résultats obtenus lors de la recherche sur les risques de collisions associés au téléphone cellulaire démontrent davantage l'inférence que le risque d'accident augmenté chez les utilisateurs et utilisatrices est dû à la possession du téléphone mobile et, ce qui est nouveau, à l'utilisation du téléphone mobile (T.M.) lors d'accidents. En effet, le volet 4 qui utilise une approche Bayésienne pour évaluer le risque relatif (RR) d'avoir un accident lorsque le conducteur est au téléphone, trouve un RR de 0,781 chez ceux qui font moins d'un appel par jour et de 2,27 chez ceux qui font plus de 7 appels par jour. Cette recherche a examiné les temps d'utilisation du T.M. dans une fenêtre de 1 à 15 minutes avant l'accident.

Par contre, l'utilisation de la méthode du cas chassé-croisé appliqué à cette problématique (Redelmeier et Tibshirani, 1997) surestime le vrai risque, 2 fois et plus celui estimé par notre recherche épidémiologique. Par des études de simulations, le volet 3 démontre que la méthode du cas chassé-croisé est très sensible à des surestimations du vrai risque lorsque les données sont imprécises. Deux recherches, conduites par notre équipe montrent a) que le jour de l'accident les utilisateurs du T.M. font 55% plus d'appels que les autres jours, ce calcul étant fait sur 19 millions d'appels : les répondants à notre questionnaire soulignent aussi que des appels sont faits après l'accident. (Laberge-Nadeau et al, 2001) b) De plus Antoine N'Zué et al. (2002) démontrent dans une étude sur 15 584 collisions que l'heure inscrite par la police dans 87% des cas est un multiple de 5 minutes et dans 45%, en multiple de 15 minutes. Ainsi en prenant les appels faits de 1 à 10 minutes avant l'heure inscrite par la police, des appels faits après l'accident peuvent être imputés au moment ou avant l'accident.

Redelmeier et Tibshirani ont fait varier la fenêtre de temps avant l'heure inscrite de l'accident de 1, 5, 15 minutes et plus mais ils ont retenu une fenêtre de -10 minutes et calculé un RR de 6,5 (corrigé à 4,3 par la suite) d'où l'erreur, les nombres d'appels trouvés étant contaminés par des appels post-accidents. Le volet 3 a démontré que le devis cas chassé-croisé est valable pour estimer le risque lorsque les données sont précises mais le volet 3 invalide le RR décrit par Redelmeier et Tibshirani car surestimé.

Le volet 1 en examinant 5 ans d'infractions au code de la route des 2 cohortes, utilisatrices et non-utilisatrices du T.M. et aussi chez les seuls utilisateurs(trices) en examinant des fréquences d'utilisation trouvent des résultats très semblables à ceux de l'estimation du RR d'accident dans l'étude Laberge-Nadeau et al. En effet les usagers du T.M. enregistrent 42% plus d'infractions que les non-utilisateurs et chez les conductrices avec T.M. c'est 60% plus à risque tout en tenant compte du kilométrage annuel, de l'âge et des habitudes de conduites à l'aide de modélisation avec mesures répétitives. Les utilisateurs de T.M. adoptent donc une conduite plus à risque. De plus des auteurs de plusieurs publications discutent de la valeur d'utiliser les infractions comme une approximation des accidents. Le volet 1 fait donc une démonstration intéressante de cette approximation et de son utilisation à défaut d'autres données.

Le volet 2, après application de méthodes d'analyses factorielles des correspondances et de classification ascendante hiérarchique, n'a pas trouvé une typologie propre aux accidents des utilisateurs, incluant les utilisatrices du T.M. Cependant il ne faut pas conclure de façon définitive qu'il n'en existe pas.

Le volet 5, examine la conduite à risque des utilisateurs(trices), avant la possession du T.M. comparés aux jamais utilisateurs (accidents 1987 vs ceux de 1999 et ceux de 1996 vs 1999). La comparaison 1987-1999 montre qu'avant la possession de T.M. en 1987, les utilisateurs n'étaient pas plus à risque d'accident que les jamais utilisateurs. Dans la période 1987-1999, chez les 2 groupes, les taux d'accidents on baissé mais ont moins baissé chez les utilisateurs : 18% vs 25%. La comparaison 1996-1999 ne montre pas la même tendance : la date exacte de possession du T.M. dans une année donnée n'a pas pu être suffisamment précise et a pu affecter ces derniers résultats.

Les résultats de toutes ces analyses renforcent l'inférence trouvée du RR dû à la possession du T.M (Laberge-Nadeau et al. 2001) et aussi à l'utilisation du T.M. lors d'accidents. Le risque demeure autour de 2,2 chez les grands utilisateurs du T.M. et non pas de 4, un risque surestimé en regard du vrai risque. D'autres résultats intéressants sont aussi présentés dans chacun des 5 volets d'analyses.

Résumé des 5 volets

Introduction

La même équipe multidisciplinaire de professeurs, professionnels de recherche et étudiants telle qu'annoncée dans la demande de recherche initiale de 2002, a réalisé tous les objectifs de cette recherche. Lors d'une recherche antérieure, « Les téléphones cellulaires et le risque d'accidents » nous avons construit une riche banque de données, unique au monde, dont l'exploitation plus poussée dans ce projet a permis de cerner les caractéristiques des accidents de la cohorte expérimentale utilisatrice de la téléphonie mobile et ceux de la cohorte témoin sans téléphone cellulaire (volet 2) de leur propension aux conduites risquées (volets 1 et 5), de vérifier si la méthode du cas chassé-croisé (case-crossover design) appliquée à la conduite avec téléphone mobile estime correctement le risque d'accident (volet 3) et d'ajuster le risque selon la probabilité qu'un conducteur parle ou non au téléphone au moment d'un accident (volet 4). Les objectifs spécifiques à chaque volet seront présentés succinctement avec la méthode et les résultats de chacun. Rappelons que la 1ière recherche a montré un RR de 38% plus élevé d'accidents et d'accidents corporels chez les conducteurs et conductrices possédant un téléphone mobile comparés aux cohortes témoins non utilisateurs(trices). De plus les grands utilisateurs(trices) ont un risque d'accident de 2 fois celui des petits utilisateurs(trices), ces derniers ayant un taux d'accident semblable à celui des non-utilisateurs(trices).

Volet 1 : *Conduite à risque et comparaison des 2 cohortes utilisatrices et non-utilisatrices de téléphonie sans fil.* Ce volet a pour objectif de comparer les infractions condamnées au Code de la sécurité routière des deux cohortes utilisateurs(trices) et non-utilisateurs(trices) du téléphone mobile. Le professeur Urs Maag, responsable de ce volet, a dirigé une étudiante à la maîtrise en statistique, Annie Levert. Le professeur Jean François Angers a dirigé un étudiant à la maîtrise en statistique, José René Ramírez Rivera, qui analyse les infractions au Code criminel.

Méthode : Cette étude épidémiologique porte sur le nombre d'infractions pendant chaque mois entre le 1ier janvier 1995 et le 31 décembre 1999 (60 mois). La base de données contient 35 924 personnes (13 069 femmes et 22 855 hommes) avec 26 845 infractions durant les 5 années de suivi. La modélisation avec mesures répétées incorpore des variables d'exposition au risque et d'habitude de conduite à partir des données du questionnaire. L'analyse des infractions au Code criminel se fait sur une base annuelle regroupant les conducteurs et conductrices.

Résultats : Les usagers (hommes) du téléphone cellulaire sont 42% plus à risque d'infractions (RR 1,42, IC à 95% de 1,36 à 1,49) que les non usagers. Pour les femmes usagères, le RR est de 1,60 (IC à 95% de 1,46 à 1,74). Le modèle donne aussi d'autres résultats : les jeunes conducteurs (hommes) de 16-24 ans ont 81% plus d'infractions que les 55-64 ans, pour les femmes de 16-24 ans, c'est 59% plus élevé. Ceux qui parcourent plus de 50 000 km par année, le RR d'infractions est de 2,78 en regard de ceux qui parcourent de 1 à 10 000 km par an. Pour les femmes on observe la même tendance. Pour les seuls utilisateurs, on observe une relation de dose-réponse : plus les gens utilisent le téléphone, plus leur taux d'infraction monte.

Le nombre d'infractions au Code criminel est petit et presque entièrement lié à l'alcool (taux d'alcool > 80 mg par 100 ml) ou à la garde ou conduite d'un véhicule avec facultés affaiblies. Il y en a 114 dont 105 pour les hommes et 9 pour les femmes; 74 pour les personnes utilisatrices et 40 pour les non-utilisatrices. Après l'élimination des suspensions pour non paiements d'amendes de celles liées au Code criminel, le nombre de suspensions du permis de conduire est de 758 en 5 ans, attribuées à 499 personnes. On en compte 715 pour les hommes et 43 pour les femmes, 502 pour les personnes non-utilisatrices et 256 pour les utilisatrices. Les taux bruts annuels diminuent de 5,50 par mille en 1995 à

1,78 par mille conducteurs(trices) non utilisateurs du téléphone sans fil en 1999, et de 10,92 à 2,84 pour les conducteurs(trices) qui l'utilisent.

En conclusion, les utilisateurs et utilisatrices du téléphone mobile enregistrent plus d'infractions que les non utilisateur(trices) lorsque l'on tient compte de l'âge, du km annuel et d'autres variables. Il est intéressant de constater pour ces derniers que les résultats sur les infractions ressemblent à ceux obtenus sur les accidents. Pour les infractions au Code criminel, une tendance semblable est observée (environ 2 fois plus), mais leur petit nombre ne permet pas de tenir compte de variables concomitantes dans un modèle de régression logistique.

Volet 2 : *Typologie des accidents selon les deux cohortes*. Ce volet, dirigé par le professeur Robert Latour qui a co-encadré l'étudiant à la maîtrise Youssef Lambaraa, a pour objectif d'examiner la nature des accidents dans le but de déceler une typologie particulière pouvant être reliée à l'utilisation du téléphone mobile au volant. Les deux cohortes ont-elles le même genre d'accidents ou leurs accidents ont-ils le même niveau de gravité ? Est-ce qu'il y a un type de route particulier ou un mouvement du véhicule différent entre les accidents de ceux qui utilisent un téléphone comparés à ceux qui n'en utilisent pas ?. Les données proviennent de 3 896 accidents des 36 079 participants à l'étude. Trois séries d'analyses ont été utilisées pour tenter d'identifier une typologie d'accidents : des analyses sur 1) seulement ceux qui n'utilisent pas le téléphone mobile (2 751 accidents) ; 2) les deux cohortes (3 896 accidents) et ; 3) seulement ceux qui utilisent le téléphone mobile (1 145 accidents). Les analyses statistiques utilisées sont l'analyse factorielle des correspondances et la classification ascendante hiérarchique. L'application de ces méthodes nous a amené à dégager trois grandes classes d'accidents distinctes : les accidents entre deux véhicules avec dommages matériels seulement, les accidents impliquant plus de deux véhicules surtout en automne, en plein jour avec dommages corporels et les accidents avec un seul véhicule impliqué où il y a perte de contrôle par des jeunes conducteurs (16 à 24 ans) alors qu'ils roulaient tout droit à une vitesse autorisée assez rapide (60 à 100 km/h) en hiver dans des conditions de luminosité faible. Malgré une série d'analyses portant sur les différents groupes, aucune typologie propre aux accidents des utilisateurs n'a pu être dégagée. Malgré ce constat, il ne faut pas conclure de façon définitive qu'il n'existe pas une typologie d'accidents spécifique aux deux cohortes. À ce propos, il faut mentionner la qualité des données du rapport d'accident, qui contient de nombreuses erreurs ainsi qu'un pourcentage élevé de données manquantes sur quelques variables. Dans ce volet, il n'est pas déterminé si les utilisateurs étaient ou non au téléphone au moment de l'accident et de nombreux constats à l'amiable soustraient un nombre non négligeable d'accidents de la banque de données.

Volet 3 : *La méthode du cas chassé-croisé (case-crossover) surestime-t-elle le risque réel d'accident en conversant au téléphone?* Le professeur François Bellavance est responsable de ce volet et a encadré à la M.Sc. Mustapha Bourhattas. Une coordination a été établie avec la Professeure Sophie Lapierre, le Professeur Jean-François Angers et l'étudiante de premier cycle Marie-Hélène Leroux.

Le devis cas chassé-croisé a été proposé il y a une dizaine d'années dans le but d'éviter un biais de sélection dans une étude ayant pour objectif d'estimer le risque d'un infarctus du myocarde après une exposition à un événement intermittent comme un effort physique (Maclure, 1991). Plus récemment, ce devis expérimental a été utilisé pour étudier l'association entre l'utilisation du téléphone mobile au volant et les accidents de la route (Redelmeier et Tibshirani, 1997). Dans cette étude, les auteurs ont obtenu des estimations du risque relatif supérieures à 4 avec la méthode du cas chassé-croisé et un calcul d'ajustement (RR = 6 avant ajustement). Les résultats de l'étude épidémiologique de Laberge-Nadeau *et al.* (2001) indiquent que le risque relatif d'accidents est de 1,38 pour la cohorte des

utilisateurs comparée à celle des non-utilisateurs et que ce risque atteint 2 chez les grands utilisateurs, ce qui ne concorde pas avec les résultats de Redelmeier et Tibshirani (1997).

Une importante source de biais possible dans l'utilisation de la méthode du cas chassé-croisé est la mauvaise classification d'appels téléphoniques à cause de l'inexactitude de l'heure des accidents dans les rapports de police. En effet, l'heure inscrite dans le rapport de police est souvent un multiple de cinq minutes et a tendance a être plus grande que l'heure exacte de la survenue de l'accident (N'Zué, 2002). Un échantillon de 104 accidents extrait des données de l'étude de Laberge-Nadeau *et al.* (2001), a permis de faire une analyse descriptive de la comparaison de l'heure d'un appel d'urgence à partir du téléphone d'un utilisateur et de l'heure de l'accident dans lequel il a été impliqué et rapporté par un policier. Dans 61% des cas, l'heure de l'appel d'urgence était inférieure à l'heure de l'accident dans le rapport de police. Ces résultats montrent très clairement l'inexactitude et surtout la direction du biais de l'heure de l'accident dans le rapport de police. Aussi, un grand nombre d'utilisateurs du téléphone mobile appellent à un autre numéro qu'à un service d'urgence après un accident (Laberge-Nadeau et al. 2001). Ces résultats suggèrent qu'un nombre non négligeable d'appels ayant eu lieu quelques minutes avant l'heure de l'accident inscrite dans le rapport de police, ont en réalité été faits après la survenue de l'accident et pas nécessairement à un service d'urgence. Ces appels seront alors mal classifiés dans les analyses utilisant la méthode du cas chassé-croisé et contribueront à surestimer le risque relatif.

Méthode : Nous avons fait des simulations pour vérifier cette hypothèse. À partir des données de l'étude de Laberge-Nadeau et al. (2001), nous avons estimé les distributions de l'heure du début des appels, de la durée des appels et de l'heure des accidents. Nous avons utilisé ces distributions pour simuler des données d'appels et d'accidents. Pendant la durée d'un appel, la probabilité d'avoir un accident a été multipliée par un certain risque relatif. Lors d'un accident, nous avons également généré une erreur aléatoire pour l'heure inscrite dans le rapport de police. Cette erreur a été générée de façon à obtenir une distribution des heures qui favorisent les multiples de cinq minutes et une plus grande proportion d'accidents avec une heure inscrite dans le rapport de police qui est plus grande que l'heure exacte de l'accident. Nous avons généré cinq ensembles de données de 5000 accidents, un ensemble pour chacun des risques relatifs suivant : 1,5, 2, 3, 4 et 5. Pour chacun des cinq ensembles de données, nous avons appliqué la méthode du cas chassé-croisé pour estimer le risque relatif en faisant varier la fenêtre de temps considérée avant l'heure de l'accident, soit de 0 à 15 minutes.

Résultats : Les résultats des simulations montrent que le devis cas chassé-croisé donne une estimation sans biais du risque relatif lorsqu'il est estimé en utilisant l'heure exacte des accidents générée par les simulations et que la fenêtre de temps considérée est moindre que la durée moyenne des appels téléphoniques. Par contre, lorsque nous utilisons l'heure avec une erreur aléatoire inscrite dans le rapport de police, nous obtenons des estimations du risque relatif qui sont jusqu'à trois fois plus grandes que le vrai risque. Le biais occasionné par une mauvaise classification d'appels était plus grand pour les valeurs de risque plus petites (RR de 1,5, 2 et 3).

Conclusion : L'étude de Redelmeier et Tibshirani (1997) surestime le vrai RR à cause de la méthode utilisée et à cause de l'erreur générée par sa source de données. Ainsi, la méthode du cas chassé croisé appliqué à cette problématique n'est pas un bon choix.

Volet 4 : *Le téléphone au volant et l'estimation du risque d'accidents à l'aide d'analyses bayésiennes.* Ce volet est sous la responsabilité du Professeur Jean-François Angers, aidé de trois étudiants : Stéphane Courchesne, Louis François Poirier et José René Ramírez Rivera, en plus de la participation du Professeur François Bellavance.

Objectifs : Une technique d'analyse statistique de plus en plus utilisée, l'analyse bayésienne, nous permet de nous rapprocher davantage de l'estimation du risque d'accident selon l'utilisation ou non du téléphone cellulaire en conduisant et la fréquence des appels par utilisateur. Le principal avantage d'utiliser une approche bayésienne est que le risque considéré est ajusté selon la probabilité qu'un conducteur parle ou non au téléphone au moment de l'accident.

Méthode : À l'aide du fichier contenant 19 millions d'appels téléphoniques, nous avons construit la densité *a priori* de la probabilité qu'une personne utilise un téléphone cellulaire, pour les seuls utilisteurs. Cette étape est réalisée en modélisant la répartition empirique, dans une journée de 24 heures, des appels téléphoniques à l'aide d'une densité de von Mises. La même procédure est utilisée pour construire la densité *a priori* de la probabilité d'avoir un accident. Cependant, étant donnée la multimodalité de la répartition empirique des accidents, nous devons utiliser un mélange de quatre densités de von Mises. L'ajustement est fait avec l'algorithme EM (Dempster *et al.*, 1977). Les densités *a priori* d'utiliser un téléphone cellulaire et d'avoir un accident sont ainsi obtenues.

En utilisant une fenêtre de temps de quinze minutes avant les heures d'accidents fournies par les rapports de police, nous pouvons aussi obtenir une densité *a priori* sur les probabilités marginales d'avoir un accident et d'utiliser un téléphone cellulaire. À l'aide des fichiers sur les appels et celui sur les accidents et du modèle *a priori* développé précédemment, nous pouvons compléter le tableau de contingence ci-dessous et ainsi calculer le rapport de cotes et les risques relatifs afin de vérifier si le fait d'utiliser le téléphone cellulaire au volant augmente le risque d'avoir un accident.

Tableau de contingence observé

		Avoir un accident ?		
		Oui	Non	Total :
Être au Téléphone ?	Oui	140	Non observé	
	Non	6955		
	Total :	7095		**95865**

95865 personnes-minutes = 6391 seuls utilisateurs x 15 minutes

Selon la base de données, certaines valeurs sont connues (transformées en personnes-minutes) alors que d'autres sont à estimer. À l'aide du tableau de contingence ainsi complété, un risque relatif (RR) peut être estimé. Le risque relatif est obtenu en complétant le tableau de contingence plusieurs fois et en pondérant les risques obtenus en fonction de la vraisemblance du tableau. Trois scénarios ont été utilisés, un sur la base du dernier appel avant l'heure de l'accident inscrite par la police, le second à partir de l'appel le plus court et finalement un troisième en utilisant l'appel le plus long, à l'intérieur de l'intervalle de 15 minutes. Le temps complémentaire à la période passée au téléphone, alors qu'il n'était donc pas en téléphone a été classé comme tel.

Résultats : Le tableau suivant montre les risques relatifs d'accidents obtenus en fonction des nombres moyens d'appels par jour et les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance bayésien de niveau 95%.

Risque relatif d'accidents en fonction de la fréquence d'utilisation par jour et intervalle de confiance, Québec, août 1998-août 2000.

Risque relatif	Fréquence d'appels par jour					
	Tous	Petit (< 1 appel)	[1 ; 2)	[2 ; 3,5)	[3,5 ; 7)	Grand (≥ 7 appels)
RR	1,735	0,781	1,356	1,487	1,895	2,270
Borne inférieure	1,632	0,702	1,219	1,339	1,715	2,034
Borne supérieure	1,841	0,867	1,507	1,658	2,98	2,529

En général, l'utilisation du téléphone cellulaire en conduisant augmente le risque d'accident de 74%. Ce risque augmente jusqu'à 2,27 en fonction de la fréquence d'utilisation. Étant donné le faible risque relatif des petits utilisateurs (0,781), nous nous sommes posé la question à savoir si ces derniers étaient comparables ou non aux non-utilisateurs. Quand ils sont au téléphone, ils sont plus prudents que lorsqu'ils ne sont pas au téléphone. De plus, quels sont les risques relatifs des autres types d'utilisateurs d'avoir un accident par rapport aux petits utilisateurs. José René Ramírez Rivera essaiera de répondre à ces questions dans le cadre d'un stage de maîtrise.

Pour réaliser ce projet, il a dû modifier quelque peu la méthodologie développée par S. Courchesne. Pour répondre à la première question, il a comparé les petits utilisateurs et les non-utilisateurs en fonction de leur fréquence d'accidents. Il a obtenu le tableau suivant :

Accidents des petits utilisateurs et des non-utilisateurs

Utilisateur	0 acc.	1 acc.	≥2 acc.	Total
Non	20287 97.5%	505 2,4%	17 0.1%	20809
Petit	834 97.9%	16 1.9%	2 0.2%	852

Le tableau précédent permet de conclure que les petits utilisateurs et les non-utilisateurs sont similaires.

Nous pouvons donc conclure que le risque d'avoir un accident augmente en fonction de la fréquence d'utilisation du téléphone cellulaire au volant. Le risque de 2,27 est semblable au risque obtenu dans une étude antérieure chez les grands utilisateurs. De plus, les non-utilisateurs et petits utilisateurs ont un risque d'accident similaire.

Volet 5 : *Les accidents des années 1987 et 1996 afin d'évaluer la conduite à risque avant la possession d'un téléphone mobile.* Les professeurs Urs Maag et Claire Laberge-Nadeau sont responsables avec la participation de Stéphane Messier professionnel de recherche, Mustapha Bourhattas agent de recherche et les étudiants Louis François Poirier, Annie Levert et une stagiaire de l'ENTPE , Virginie Loos, de Lyon en France. Cette partie de la recherche traite des dossiers de conduite des conducteurs(trices) pour les années 1987 et 1996 pour ceux qui détenaient un permis de conduire de classe 5. Le but est de comparer le risque d'accident de la cohorte utilisatrice avant la possession du téléphone mobile avec les taux de la cohorte qui demeure non-utilisatrice.

Méthode : Deux études ont été poursuivies : a) La première qui utilise les données de collision de 1987 pour les 18 707 personnes qui possédaient un permis de conduire en 1987, ayant mis de côté les 479 personnes déjà utilisatrices en 1987, en formant deux cohortes: l'une ayant acquis un TM entre 1988 et 1999 (5 107 hommes et 1 365 femmes) et l'autre n'ayant pas acquis un TM avant la fin de 1999 (7 797 hommes et 4 438 femmes). ; b) La deuxième en utilisant les données de 1996 en formant trois cohortes: une ayant acquis un TM avant 1996 (3 628 hommes et 625 femmes nommés les utilisateurs), la seconde ayant acquis un TM entre 01-01-1997 et 31-12-1998 (2 567 hommes et 1 151 femmes, devenus utilisateurs), et la troisième n'ayant jamais utilisé un TM dans les années 1996 à 1999 (12 880 hommes et 9 190 femmes, jamais utilisateurs). Cette deuxième étude a été faite car l'intervalle de 1987 à 1999 était jugé assez grand.

Résultats : Le tableau suivant montre que les conducteurs utilisateurs du téléphone mobile en 1987 n'avaient pas plus d'accidents que les non utilisateurs (RR de 1,14, p> 0,10) alors qu'en 1999, les devenus utilisateurs en 1999 avaient un RR d'accidents de 1,55, soit 55% de plus que les jamais utilisateurs. De plus, les taux des utilisateurs passaient en 1987 de 5,76 accidents par 100 conducteurs à 3,11% en 1999 ; Pour les jamais conducteurs, ces taux baissaient de 5,10% à 2,04%, une baisse plus forte que pour les utilisateurs. Cette tendance ne se confirme pas pour la comparaison 1996-1999. Chez les conductrices devenues utilisatrices (II), cette tendance n'est pas aussi claire ; en 1987 aucune différence, en 1999 : RR 1,27 mais pas significatif et ne se montre pas en comparant 1996-1999.

Risque relatif d'accidents chez les utilisateurs avant la possession du téléphone mobile comparé aux non-utilisateurs pour 2 périodes, 1987-1999 & 1996-1999

Cohorte	Effectif	**Conducteurs**					
		Taux d'accident				RR (I vs II) *	
		1987		1999		1987	1999
Utilisateur (I)	5 107	5,76 %		3,11%		1,14	1,55
Jamais utilisateur (II)	7 797	5,10%		2,04%		p > 0,10	p < 0,001
Cohorte	Effectif	1996		1999		RR	
		Avant cell.	Après cell.	Avant cell.	Après cell.	1996 (II vs III) *	1999 (I vs II) *
Utilisateur (I)	3 628	-	3,39%	-	3,94%	1,409	0,908
Devenu utilisateur (II)	2 567	4,40%	-	-	3,93%	p < 0,01	p > 0,10
Jamais utilisateur (III)	12 880	2,88%	-	2,63%	-		

* *Modèle de régression logistique avec âge et niveau d'éducation.*

Risque relatif d'accidents chez les utilisatrices avant la possession du téléphone mobile comparé aux non-utilisatrices pour 2 périodes, 1987-1999 & 1996-1999

Cohorte	Effectif	**Conductrices**					
		Taux d'accident				RR (I vs II) *	
		1987		1999		1987	1999
Utilisatrice (I)	1 365	4,18 %		2,12%		1,04	1,27
Jamais utilisatrice (II)	4 438	3,83%		1,69%		p > 0,10	p > 0,10
Cohorte	Effectif	1996		1999		RR	
		Avant cell.	Après cell.	Avant cell.	Après cell.	1996 (II vs III) *	1999 (I vs II) *
Utilisatrice (I)	625	-	3,04%	-	2,40%	1,093	1,510
Devenu utilisatrice (II)	1 151	2,61%	-	-	3,30%	p > 0,10	p > 0,10
Jamais utilisatrice (III)	9 190	2,31%	-	2,11%	-		

** Modèle de régression logistique avec âge et niveau d'éducation.*

Conclusion : Les utilisateurs en 1987 n'enregistrent pas de taux d'accidents plus élevés que la cohorte jamais utilisatrice. Ce qui signifie que leur comportement à risque d'accident a augmenté en 1999 alors qu'ils possédaient un TM. Ceci est une preuve de plus que ce risque puisse être attribué au téléphone. De plus, leurs accidents ont moins diminué dans le temps que le taux d'accidents des jamais utilisateurs. Chez les utilisatrices, la même tendance semble se montrer sans différence statistiquement significative, mais avec de plus petits effectifs entre 1987-1999. Pour la comparaison 1996-1999 chez les deux groupes devenus utilisateurs(trices) entre 1996 et 1999, on ne note pas cette tendance, la date exacte de possession du téléphone mobile dans une année donnée n'a pas pu être suffisamment précise et a pu affecter ces résultats pour les années 1996-1999. Chez les femmes, les petits effectifs d'accidents peuvent expliquer ces résultats.

CHAPITRE I

INTRODUCTION

CHAPITRE I

INTRODUCTION

Un nouveau défi pour les législateurs est provoqué par l'immense popularité de la téléphonie sans fil et la croissance continue de l'industrie qui y est reliée. Ce mode de communication peut sauver des vies par une assistance plus rapide en cas d'accident de la route ou de situations dangereuses, criminelles (Chapman et Sékofiled, 1998); cependant son utilisation en conduisant augmente-t-elle le risque d'accident ? Des études expérimentales effectuées à l'aide de simulateurs de conduite ou de véhicules instrumentés ont montré que l'utilisation du téléphone mobile en conduisant affecte la performance du conducteur, particulièrement son temps de réaction allongé, sa charge mentale augmentée, le contrôle latéral du véhicule perturbé. (Irwin et al, 2000; Lamble et al, 1999; Alin and Nilsson, 1995; McKnight and McKnight, 1993; Stein et al, 1987). L'analyse du vrai risque en situations réelles de conduite peut être cerné par des études épidémiologiques, et il y a très peu d'études de ce type qui ont été réalisées à date sur ce sujet.

Notre recherche épidémiologique qui compare deux cohortes, l'une de 12 691 conducteurs utilisateurs(trices) de téléphones mobiles et l'autre de 23 387 non-utilisateurs(trices) (Laberge-Nadeau, C. et al, 2003) a montré globalement un risque accru de l'ensemble des collisions chez les utilisateurs(trices) ainsi qu'un risque plus élevé d'accidents avec blessés : ces risques sont 38% plus élevés chez les conducteurs et chez les conductrices utilisateurs(trices). L'analyse à l'aide de modèles statistiques pour données longitudinales qui tient compte de variables confondantes montre un risque de collision moins élevé, soit un risque relatif (RR) de 1.11 chez les conducteurs, et de 1.21 chez les conductrices, utilisateurs(trices) comparés aux non-utilisateurs. Chez les hommes ce RR ajusté bas peut sous-estimer le risque réel car il pourrait être dû à un biais de volontaires à notre questionnaire, biais que l'on ne trouve pas chez les femmes. En effet l'analyse des non-répondants hommes comparés aux répondants montre que les non-répondants enregistraient plus de collisions. Cependant nos données sur les non-répondants ne permettaient pas de discerner les utilisateurs des non utilisateurs. De plus chez les seuls utilisateurs nous avons trouvé une relation dose-réponse ; les fréquents utilisateurs chez les hommes et chez les femmes enregistrent un risque de collision plus de deux fois supérieur si on les compare aux petits utilisateurs(trices), ces derniers ayant des taux de collision semblables aux non-utilisateurs.

Nos résultats sont robustes et l'inférence causale de l'utilisation du téléphone mobile a pu être démontrée selon les critères suivants :

1. un grand soin apporté à la méthode épidémiologique longitudinale rétrospective utilisée, ses diverses analyses faites sur différents groupes, qui tient compte simultanément de plusieurs facteurs de risque;
2. la force de l'association démontrée par deux types d'analyses d'abord en comparant les deux cohortes de conducteurs(trices) utilisateurs et non utilisateurs de téléphone mobile. Ensuite en analysant chez les utilisateurs la fréquence des appels; les utilisateurs fréquents ont 2 fois le risque d'accidents par mois que les utilisateurs minimes;
3. ces derniers montrent une dose réponse, ce qui entraîne selon Hill (1971) une présomption d'évidence;
4. nous avons ajusté les individus des cohortes pour tenir compte de la date d'obtention de leur premier permis de conduire et de la date d'acquisition de leur cellulaire;
5. il y a constance (stabilité) des résultats parmi divers groupes : les hommes, les femmes, différents groupes d'âge, le risque de collision avec blessures et l'ensemble des collisions;

6. ces remarques montrent la validité interne de cette recherche;
7. nos résultats sont cohérents et plausibles si l'on considère les résultats d'études expérimentales;
8. la population à l'étude est tirée de la population des conducteurs de classe 5 de 34 villes du Québec.

Selon ces critères et considérations nous pouvons justifier une inférence étiologique qu'une association de risques plus élevée de collision (RR : 2x) existe pour l'utilisation fréquente des téléphones mobiles. Cependant le risque trouvé dans notre recherche est bien inférieur à celui d'une autre étude épidémiologique qui utilise une autre méthode, celle du devis cas chassé-croisé, ou le « case-crossover design».

En effet, Redelmeier et Tibshirani (1997) ont trouvé que l'activité téléphonique en conduisant quadruple le risque de collision avec dommages matériels seulement (DMS). Plusieurs auteurs rapportent des doutes au sujet de ces résultats (NHTSA; 1997, Quinlan, 1997) et nos analyses préliminaires sur nos données en utilisant le « case-crossover design» nous induit à penser que le risque réel peut être surestimé par l'application de cette méthode à cette problématique.

Une riche banque de données individuelles pour deux cohortes l'une utilisatrice et l'autre témoin non-utilisatrice du téléphone mobile avait été construite lors de l'acquisition des données primaires et secondaires. Cette banque de données, unique au monde, n'a pas pu être complètement exploitée. La présente recherche a été entreprise afin de profiter pleinement des efforts et des coûts qui ont permis d'établir cette riche banque de données, mais surtout pour éclairer davantage le risque d'accident lié à l'usage du téléphone, pour analyser les caractéristiques des accidents des deux cohortes, pour analyser la propension aux conduites risquées des deux cohortes, pour mettre en valeur le risque trouvé en regard de l'utilisation de la méthode cas chassé-croisé (case-crossover design) et pour ajuster le risque s'il y a lieu selon la probabilité qu'un conducteur parle ou non au téléphone au moment d'un accident.

Objectifs

L'exploitation de notre banque de données donne ainsi lieu à cinq études que nous appelons les cinq volets :

1. L'analyse des infractions au code de la route et celles criminelles en comparant les deux cohortes utilisatrice et non-utilisatrice du téléphone sans fil montre-t-elle une propension à une conduite à risque chez les utilisateurs(trices) ?
2. La typologie des accidents selon les deux cohortes montre-t-elle une différence entre les deux cohortes ?
3. Selon la méthode du chassé-croisé appliquée à nos données, le risque réel est-il surestimé ?
4. Quel est le risque d'accident en tenant compte de l'action de téléphoner au volant à l'aide d'analyses bayésiennes ?
5. L'analyse des accidents des années 1987 et 1996 peut-elle permettre d'évaluer la conduite à risque avant la possession du téléphone mobile ?

Les cinq volets de cette recherche sont nécessaires afin de mieux cerner le risque réel associé à l'usage de la téléphonie mobile en conduisant.

La banque de données

La banque de données construite au Laboratoire sur la sécurité des transports a été précédée d'une étude de faisabilité et d'une étude pilote. Le détail de la prise de données est expliqué dans un rapport et un article publié (Laberge-Nadeau et al, 2001; 2003).

Rappelons qu'un questionnaire que nous avions construit et testé fut envoyé par la poste par la SAAQ à 175 000 détenteurs et détentrices de permis de conduire de classe 5, l'échantillon stratifié étant pris selon nos spécifications. L'envoi postal par la SAAQ contenait une lettre d'explication, un formulaire de consentement, notre questionnaire, une enveloppe de retour prépayée, adressée au professeur responsable de cette recherche à l'Université de Montréal. Le consentement donnait la permission d'obtenir le dossier de conduite, (collisions, infractions, points d'inaptitude, suspensions) de tous les répondants et, pour un conducteur(trice) abonné à un service de téléphone mobile, l'obtention des données sur l'utilisation du téléphone par les compagnies de téléphone (date, heure précise, durée et type de chaque appel) mais sans le numéro de la connexion excepté s'il s'agissait d'un appel d'urgence, le 911 et le *4141.

Le questionnaire (données primaires) portait sur les habitudes de conduites, l'exposition au risque (km annuel, et autres), les opinions sur des activités susceptibles de nuire à la conduite, les collisions des 24 derniers mois, des informations socio-démographiques et si le répondant était utilisateur ou non d'un téléphone mobile; pour les utilisateurs, des questions additionnelles au sujet de leur utilisation du téléphone mobile.

La SAAQ pouvait fournir pour tous les répondants, à l'aide d'un numéro fictif, l'âge, le sexe, la date d'obtention du 1er permis, les collisions DMS et celles avec blessés rapportées par la police (1er janvier 1996 – 31 août 2000) spécifiant la date, l'heure et autres variables. Les collisions de 1987 pour les répondants avec permis de conduire, les infractions, suspensions et points d'inaptitude (1er janvier 1995 – 31 déc. 1999), les collisions de 1996 pour les 175 000 envois postaux à l'aide d'un numéro fictif afin que l'on puisse analyser globalement des caractéristiques des non-répondants et ainsi évaluer s'il existe un biais de volontaires (analyse des non-répondants).

Les 4 compagnies de téléphone mobile pour ceux et celles qui avaient signé le consentement, ont envoyé, pour une période de 12 à 24 mois, (août 1998 à août 2000) un fichier contenant la date, l'heure et la durée de chaque appel, si appel d'urgence, si l'appel fut reçu ou envoyé. Ainsi nos analyses ont utilisé 19 millions d'appels téléphoniques.

Le jumelage de ces 3 sources fut construit par l'équipe de chercheurs au Laboratoire sur la sécurité des transports du CRT à l'Université de Montréal en utilisant un numéro fictif afin de respecter la confidentialité. Cette banque de donnée a servi à développer les recherches de chaque volet qui feront l'objet d'une présentation dans les chapitres suivants.

CHAPITRE II

Conduite à risque et comparaison des 2 cohortes utilisatrices et non-utilisatrices de téléphonie sans fil. (Volet 1)

Auteurs : Urs Maag, Annie Levert, José René Ramírez Rivera, Claire Laberge-Nadeau

CHAPITRE II

Conduite à risque et comparaison des 2 cohortes utilisatrices et non-utilisatrices de téléphonie sans fil. (Volet 1)

Auteurs : Urs Maag, Annie Levert, José René Ramírez Rivera, Claire Laberge-Nadeau

A) Conduite à risque selon les infractions et points d'inaptitude et comparaison des 2 cohortes utilisatrice et non-utilisatrice de téléphonie sans fil. Cette section est tirée d'une version préliminaire du rapport de stage de Annie Levert au niveau maîtrise en statistique.

PROBLÉMATIQUE

Le marché de la téléphonie cellulaire est en pleine effervescence. Cette technologie qui fait maintenant partie de notre quotidien a vu le jour en 1940. Ce n'est cependant qu'en 1970 que ce nouveau système de communication a commencé à prendre de l'ampleur puisque la télévision suscitait beaucoup d'intérêt à ce moment. Une douzaine d'années furent nécessaires avant de commercialiser le service du système radio cellulaire analogique à cause de certaines incertitudes qui régnaient sur ce nouveau marché. En 1985, les téléphones cellulaires firent leur entrée sur le marché canadien. La téléphonie cellulaire a connu une très lente pénétration due, entre autre, à la limitation de spectre, à la réglementation, au coût et à la demande insuffisante. Aujourd'hui la nouvelle génération de téléphones cellulaires est basée sur le système numérique qui améliore la qualité de la transmission et permet la confidentialité des conversations.

Bien qu'il désigne au sens large tout appareil téléphonique qu'on utilise en se déplaçant, le terme téléphone mobile est souvent employé comme synonyme du téléphone cellulaire. Néanmoins, il existe une petite différence entre les deux. Le téléphone cellulaire fait appel à la technologie analogique qui permet de transmettre des données sous la forme de variations continues, alors que le téléphone mobile regroupe à la fois la technologie analogique et numérique qui se dit de la représentation d'informations au moyen de caractères tels que des chiffres, ou au moyen de signaux à valeurs discrètes. Lorsqu'on peut tenir dans une seule main un appareil cellulaire, on utilise pour le désigner le terme téléphone cellulaire portatif ou son synonyme téléphone cellulaire portable. En Europe, c'est la forme réduite « *portable* » qui est la plus utilisée. Au Québec, c'est la forme réduite « *cellulaire* » qu'on emploie le plus fréquemment.

Comme l'utilisation des technologies à bord des véhicules devient plus populaire, il existe des craintes au sujet d'une hausse parallèle du risque d'accident, du risque d'infractions à cause de la distraction du conducteur. Plusieurs études expérimentales et épidémiologiques ont d'ailleurs été menées afin de mesurer les conséquences de l'utilisation de la téléphonie au volant. L'équipe du Laboratoire sur la sécurité des transports du Centre de recherche sur les transports (CRT) a publié une étude sur les téléphones mobiles/cellulaires et le risque d'accidents (Laberge-Nadeau et al., 2000) ainsi qu'un article qui se retrouvent dans Accident Analysis and Prevention, vol. 35 pp.649-660, 2003 et qui s'intitule « Wireless telephones and the risk of road crashes » (C. Laberge-Nadeau, U. Maag, F. Bellavance, S. Lapierre, D. Dejardins, S. Messier, A. Saïdi). Cette grande étude épidémiologique en conduite réelle a été réalisée avec une quantité impressionnante d'observations comprenant des

accidents avec dommages matériels et des accidents corporels. La collaboration des quatre grandes compagnies de téléphonie du Québec lors de l'étude ainsi que celle de la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) fut sollicitée et mentionnons que l'étude a été menée de façon indépendante de ces dernières.

Nous examinerons particulièrement si l'usage du téléphone mobile en conduite réelle soulève la question suivante : « Y a t'il un risque plus élevé d'avoir des infractions au code de la sécurité routière pour les utilisateurs du téléphone mobile comparativement aux non-utilisateurs ? ». L'analyse sera fondée sur une vaste base de données, unique au monde, construite lors de la recherche sur « Les téléphones mobiles/cellulaires et le risque d'accidents » (Laberge-Nadeau et al., 2000). Il s'agit d'une étude longitudinale puisque que la réponse (infraction ou non) est observée de façon répétée pour les 60 mois d'observation. Nous considérons donc la corrélation dans le temps en appliquant le modèle de régression logistique-normale.

SÉLECTION DE L'ÉCHANTILLON

Une étude pilote effectuée sur 1000 titulaires d'un permis de conduire a permis d'enligner le choix de l'échantillon en effectuant une stratification selon l'âge, le sexe et la ville de résidence et de finaliser (ou ajuster) le questionnaire. La population de départ est constituée de l'ensemble des titulaires de permis de conduire de classe 5 (véhicule de promenade), habitant une des 34 villes ayant un revenu moyen par ménage supérieur à 30 000$. Un envoi postal a été fait par la SAAQ à 175 000 titulaires de permis de conduire de classe 5 habitant ces villes. Il incluait une lettre de la SAAQ invitant les gens à participer à l'étude, une lettre du Laboratoire sur la sécurité des transports les demandant de signer une formule de consentement à participer ainsi que le nom de la compagnie et le numéro de téléphone mobile qu'ils utilisent, si c'est le cas. Cet envoi contenait aussi un questionnaire comptant 24 questions qui permettait, entre autres, de déterminer si le répondant est un utilisateur ou un non-utilisateur de téléphone mobile et s'il l'utilise en conduisant, le tout accompagné d'enveloppes pré adressées et pré affranchies pour le retour à l'Université de Montréal. Tous ces documents peuvent être visionnés en annexe du rapport. Après un certain laps de temps, les questionnaires dûment remplis et les lettres de consentement signées sont retournées au Laboratoire sur la sécurité des transports. Par la suite, les lettres de consentement signées par les utilisateurs de téléphone ont été envoyées aux compagnies de téléphone pour obtenir de l'information sur leur utilisation téléphonique. Pour toutes les personnes qui ont accepté de faire parti de l'étude (qui ont donc signé la lettre de consentement), la SAAQ a fourni les données sur leur dossier de conduite. Pour garder la confidentialité des participants de l'étude, un numéro séquentiel fut utilisé pour les identifier. Le regroupement des données de la SAAQ, des compagnies de téléphone et du questionnaire fut accompli à l'Université de Montréal.

L'échantillon a été sélectionné de façon à maximiser le nombre d'utilisateurs et d'utilisatrices de téléphone mobile. Des 175 000 questionnaires envoyés, 38 299 ont été retournés et complétés, ce qui nous donne un taux de réponse de 22%. Des 38 299 questionnaires reçus, 2 221 n'ont pas un numéro séquentiel émis par la SAAQ, donc 6% des questionnaires reçus ont été retournés sans la lettre de consentement sur laquelle le numéro séquentiel est inscrit. Notre échantillon comporte donc 36 078 personnes et leurs variables provenant du questionnaire, du dossier de conduite (SAAQ), et s'il y a lieu, de l'utilisation du téléphone sans fils (compagnies de téléphone); ce sera notre jeu de données pour cette étude.

SOURCES DE DONNÉES ET VARIABLES RETENUES

A) SAAQ :

Les données dont nous disposons de la Société d'assurance automobile du Québec (SAAQ) pour faire l'étude sur les infractions s'étalent sur une période de cinq ans, du 1er janvier 1995 au 31 décembre 1999. Voici la liste détaillée des variables obtenues de la SAAQ :

- Le numéro séquentiel de la SAAQ
- Âge (en années révolues) du titulaire, au 30 juin 1999
- Sexe du titulaire
- Date d'émission (ou année) du premier permis de conduire de classe 5
- Date d'infraction (date où l'infraction a été commise)
- Date de condamnation (date à laquelle l'individu s'est reconnu coupable en payant l'infraction ou à la suite d'un jugement)
- Nature de l'infraction (loi enfreinte et article de loi enfreint)
- Nombre de points (points d'inaptitude obtenus pour l'infraction)
- Statut de l'infraction (active, annulée ou gelée)
- Type d'infraction (excès de vitesse, feu rouge, etc.)

La liste des types d'infractions possibles au code de la sécurité routière qui entraînent des points d'inaptitude est disponible à l'annexe B. Cette liste a été mise à jour le 3 juillet 2002. Toutes les infractions qui portent la mention « nouveau » n'étaient pas en vigueur lors de notre étude. De plus, une infraction ne figure plus sur cette liste soit : « *Marche arrière lorsque cette manœuvre ne peut être effectuée sans danger et sans gêne pour la circulation* ». Le système de points d'inaptitude, mise à jour en juillet 2002, tient compte de la gravité relative de chacune des infractions au Code de la sécurité routière. Le nouveau système de points d'inaptitude est plus pénalisant comparativement à l'ancien (avant la mise à jour du 3 juillet 2002) puisque le nombre de points d'inaptitude octroyé lors d'une infraction est resté stable ou a augmenté.

Veuillez noter que seule la date d'infraction fut considérée pour l'étude. La raison qui nous a poussé à considérer la date où l'infraction a été commise plutôt que la date de condamnation vient de l'importance pour nous de savoir si au moment de l'infraction le conducteur est un utilisateur du téléphone mobile ou bien un non-utilisateur. De plus, la date de condamnation ou de déclaration de culpabilité représente la date à laquelle l'individu s'est reconnu coupable en payant l'infraction ou à la suite d'un jugement. Certains titulaires vont délibérément retarder le paiement d'une amende pour éviter une accumulation de 15 points d'inaptitudes ou plus sur 2 ans, ce qui entraîne chez un titulaire une suspension du permis de conduire et chez un non titulaire la suspension du droit d'en avoir un.

B) Compagnies de téléphone mobile :

Les quatre principales compagnies de téléphones mobiles présentes au Québec (Bell, Rogers AT&T, Clearnet et Fido) ont été sollicitées pour collaborer à la recherche. Chacune de ces compagnies a accepté volontiers de participer à la recherche et de transmettre au Centre de Recherche sur les Transports (CRT) l'information sur les appels de leurs clients en ayant le consentement signé de ces derniers. Pour ces clients, les informations obtenues pour tous les appels consistent du moment du début, et de la fin (date, heure et minute), ainsi que la durée en minutes et secondes avec l'indication : appel fait ou reçu.

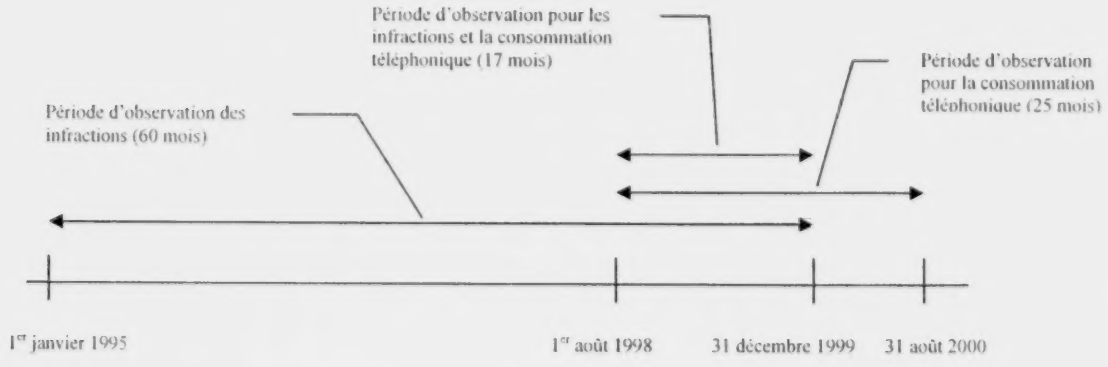
Voici la liste détaillée des variables obtenues des quatre compagnies de téléphones mobiles :

Tableau descriptif des variables obtenues des compagnies

Variable	Description
ID	Numéro séquentiel de l'abonné.
Numéro d'origine	Numéro de la personne qui appelle si ce numéro est fourni dans le fichier de demande, avec la lettre signée.
Temps d'origine	Pour le téléphone mobile d'origine, il s'agit de la date, l'heure et minutes de l'appel (et même les secondes).
Temps de déconnexion	Le jour de l'année et le temps (à la seconde) où une personne (peu importe laquelle) a raccroché.
Durée de l'appel	Durée de la connexion en secondes (temps à partir duquel les personnes sont en communication jusqu'au moment où une des eux personnes raccroche).
Appel reçu ou fait	Permet de savoir si l'abonné a logé l'appel ou s'il a reçu l'appel.
Numéro d'urgence	Permettant de déterminer si le numéro terminal est le 911 ou le *4141.

Pour les quatre compagnies de téléphones mobiles confondues, la période maximale couverte par l'usage du téléphone s'étend du 1er août 1998 au 31 août 2000, la période minimale étant seulement de 12 mois. Puisque la période d'observation des infractions couvre du 1er janvier 1995 au 31 décembre 1999, la fenêtre d'observation dont nous disposons pour faire notre étude sur la consommation téléphonique est de seulement 17 mois, soit du 1er août 1998 au 31 décembre 1999.

Périodes d'observation de différentes variables



C) Questionnaire :

L'envoi postal des lettres et des questionnaires a été effectué par la Société d'assurance automobile du Québec sur une période de 10 jours, du 12 novembre 1999 au 22 novembre 1999. La majorité des questionnaires ont été reçus par l'Université de Montréal avant la fin de l'année 1999. Par contre, les questionnaires reçus après le 2 juin 2000 furent exclus de l'étude. Les réponses au questionnaire ont été évaluées comme si les 38 299 questionnaires avaient été remplis le 31 décembre 1999. Une copie complète du questionnaire se retrouve en annexe A. Voici la liste des variables qui se retrouvent dans le questionnaire.

L'exposition au risque
- Q1 Conduite d'un véhicule dans le cadre du travail
- Q2 Kilométrage annuel
- Q3 Kilométrage comparé à l'année antérieure
- Q4 Conduite après 20 heures

Habitudes de conduite
- Q5 Conduite avec des passagers
- Q6 Écoute de radio, cassettes ou disques compacts
- Q7 Syntoniser poste, changer casette ou disque

Opinion
- Q8 Activités pouvant nuire à la conduite

Accidents
- Q9 Accidents au cours des 24 derniers mois
- Q10 Rapport de police ou constat amiable
- Q11 Accident pendant manipulation de radio, cassette ou disque compact

Sociodémographique
- Q12 Emploi occupé
- Q13 Plus haut niveau d'étude atteint

Utilisateur ou non et type d'utilisation
- Q14 Utilisation d'un téléphone cellulaire/mobile
- Q15 Qui est l'abonné du téléphone utilisé et à quelle compagnie
- Q16 Depuis combien de temps
- Q17 Type de téléphone utilisé
- Q18 Utilisation d'une carte prépayée

Comportement au volant
- Q19 Utilisation du téléphone en conduisant
- Q20 Adoption de comportements recommandés

Fréquence d'utilisation
- Q21 Nombre d'appels faits par semaine, total et au volant
- Q22 Nombre d'appels reçus par semaine, total et au volant

Accidents
- Q23 Accidents au cours des 24 derniers mois, pendant l'usage de téléphone
- Q24 Rejoindre service de secours, parent ou ami après un accident

Les informations recueillies par le questionnaire demandent aux répondants un effort de mémoire ainsi que de mettre à l'épreuve leur bonne volonté de bien répondre aux questions. Quelques omissions ou imprécisions peuvent survenir, mais l'impact de ceci est jugé négligeable sur l'ensemble des résultats.

D) Confidentialité des données :

Un protocole très strict a été suivi afin de préserver en tout temps la confidentialité des données utilisées pour réaliser cette grande base de données. L'accès à l'information des compagnies de téléphone mobiles fut possible uniquement avec la lettre de consentement signée de la main de l'utilisateur. Pour la SAAQ, une procédure de confidentialité fut établie et respectée avec l'émission d'un numéro séquentiel pour tous les envois de questionnaires. Veillez noter qu'aucun échange d'informations n'est survenu entre la SAAQ et les compagnies de téléphone mobile. Les données furent centralisées à l'Université de Montréal et seulement le groupe de chercheurs y détient le droit d'accès.

L'ÉCHANTILLON ÉTUDIÉ

Notre base de données est constituée des variables sur les 36 078 personnes ayant répondu et signé la lettre de consentement. Nous avons écarté les 154 utilisateurs d'un téléphone mobile qui n'ont pas répondu à la question « depuis combien de temps utilisez-vous un téléphone mobile? » (Question 16 du questionnaire). Il nous reste donc 35 924 répondants dans notre cohorte, soit 13 069 femmes et 22 855 hommes. Au 1er août 1999, ils étaient tous titulaires d'un permis de classe 5.

Nous sommes intéressés à comparer les utilisateurs et les non-utilisateurs selon les infractions. Le fichier de données fourni par la SAAQ contient les infractions des personnes qui ont consenti à participer à l'étude, pour une période de temps s'échelonnant du 1er janvier 1995 au 31 décembre 1999. Un nombre de 27 071 infractions figurent dans le fichier de données original. Certaines infractions doivent être exclues puisqu'elles ne répondent pas à certains critères. Notre étude porte sur le risque d'avoir une infraction au volant. Les 15 infractions sur : « *Omission de porter le casque protecteur (motocyclette ou cyclomoteur)* » seront supprimées, puisque la personne ne conduisait pas un véhicule de promenade. De plus, trois personnes se retrouvent dans le fichier de données sur les infractions de la SAAQ sans jamais avoir répondu au questionnaire, ce qui représente 4 infractions de plus à enlever. Les 154 personnes qui n'ont pas répondu à la question « Depuis combien de temps utilisez-vous un téléphone mobile? », ce qui représente 146 infractions commises par ce groupe de personnes, doivent être aussi enlevées. Et finalement, 61 infractions sont retirées puisque celles-ci ont été commises lorsque le conducteur n'était pas encore détenteur d'un permis de classe 5. En effet il est possible de donner un billet d'infraction à une personne qui n'a pas de permis en lui créant un dossier. Avec toutes ces exceptions, il nous reste un total de 26 845 infractions.

En sécurité routière, les hommes ont généralement des taux d'accidents plus élevés que les femmes. Nous allons faire l'hypothèse qu'il se produit la même chose pour les taux d'infractions. Pour cette raison, les conducteurs et les conductrices sont habituellement analysés séparément.

DESCRIPTION DES VARIABLES À L'ÉTUDE

La période d'observations des infractions aurait pu être partagée en 5 périodes d'une année chacune. Les résultats de l'étude auraient fait ressortir une surestimation du temps d'utilisation des utilisateurs de téléphone mobile. En effet, prenons l'exemple d'un nouvel usager du téléphone mobile qui utilise ce service depuis seulement 6 mois (acquisition de l'appareil en juin 1999). Si les périodes d'observations étaient annuelles, cet usager aurait été considéré comme un utilisateur pour toute l'année 1999, alors qu'en vérité, il est un utilisateur que depuis une demie-année.

C'est ainsi que le grand nombre d'observations ainsi que l'information disponible en mois sur l'utilisation du téléphone (question 16) nous a permis de subdiviser les cinq années d'infractions en 60 périodes d'un mois chacune. Cette méthodologie nous permet d'être plus près de la réalité. La variable réponse (variable dépendante) est donc de la forme suivante :

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{s'il y a présence d'au moins une infraction au code de la sécurité routière au} \\ & \text{cours du } j^{\text{ième}} \text{ mois pour l'individu } i, \\ 0 & \text{sinon (aucune infraction au code de la sécurité routière)} \end{cases}$$

où j = 1, 2, ..., 59, 60.

Voici une brève description des variables explicatives présentes dans notre modèle qui sont de type catégorique :

- L'âge en années révolues de la personne au 30 juin 1999 :
  - 16 à 24 ans,
  - 25 à 34 ans,
  - 35 à 44 ans,
  - 45 à 54 ans,
  - 55 à 64 ans;
- Période d'observation (60 périodes):
  - 1- Janvier 1995,
  - 2- Février 1995,
  - ...
  - 59- Novembre 1999
  - 60- Décembre 1999;
- L'utilisation du téléphone mobile :
  - Oui,
  - Non;
- L'utilisation de la voiture dans le cadre du travail :
  - Oui,
  - Non;
- Conduite après vingt heures :
  - 5 fois par semaine ou plus,
  - 2 à 4 fois par semaine,

0 à 1 fois par semaine;

- Plus haut niveau d'études atteint :

  Primaire ou secondaire,

  Technique ou métier,

  Collégial,

  Universitaire;

- Conduite avec des passagers :

  Très souvent, souvent,

  Rarement ou jamais;

- Écoute de la radio, de cassettes ou de CD en conduisant :

  Très souvent, souvent,

  Rarement ou jamais;

- Manipulation de la radio, de cassettes ou de CD en conduisant :

  Très souvent, souvent,

  Rarement ou jamais;

- Kilométrage des 12 derniers mois :

Hommes	**Femmes**
Entre 1 et 10 000 km	Entre 1 et 10 000 km
Entre 10 001 et 20 000 km	Entre 10 001 et 20 000 km
Entre 20 001 et 30 000 km	Entre 20 001 et 30 000 km
Entre 30 001 et 50 000 km	Plus de 30 000 km
Plus de 50 000 km	Ne sais pas
Ne sais pas	

ANALYSE DESCRIPTIVE

Comme nous l'avons mentionné précédemment, les cinq années d'observations des infractions sont subdivisées en 60 périodes d'un mois chacune. Pour chacune de ces périodes, nous calculons un taux mensuel d'infractions qui représente le nombre de personnes différentes ayant effectué au moins une infraction par période sur le nombre de personnes ayant leur permis de classe 5 pour la même période.

Nous constatons à la figure 1 et 2 que mensuellement, les utilisateurs et utilisatrices d'un téléphone mobile ont des taux d'infractions (toutes infractions confondues) supérieurs à ceux qui sont non-utilisateurs et non-utilisatrices. Le rapport pouvant être jusqu'à 2,75 fois plus élevé pour les hommes, tandis que celui des femmes peut varier en moyenne entre 1,15 et 3,81. Nous dénotons que l'écart diminue plus la période d'observation tire à sa fin. Précisons qu'une seule fois le taux d'infractions des utilisatrices à été observé en dessous du taux des non-utilisatrices, un écart se chiffrant à 0,86. Nous pouvons distinguer dans l'évolution mensuelle du taux d'infractions une tendance saisonnière. Une pente ascendance est observée lors du printemps pour laisser place à un creux pendant l'été. Par la suite, les taux d'infractions amorcent une dégringolade jusqu'à atteindre leurs plus bas niveau lors des mois les plus frisquets. Nous constatons que les femmes détiennent des taux d'infractions inférieurs à ceux des hommes. De plus, les femmes non-utilisatrices du téléphone mobile démontrent une tendance mensuelle relativement stable.

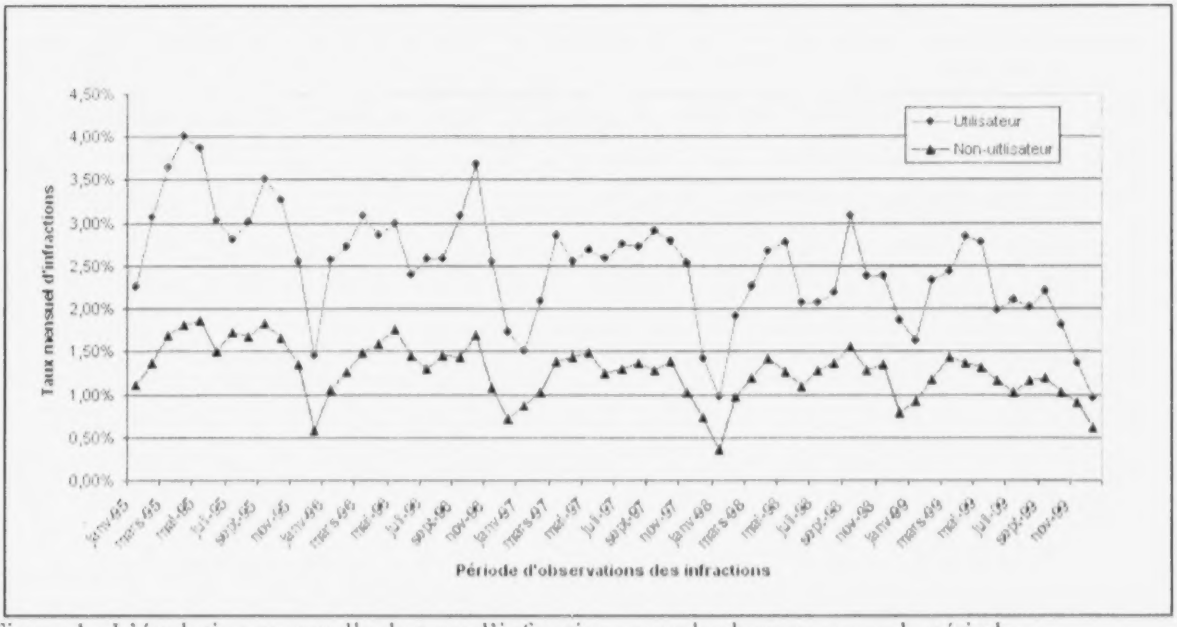


Figure 1 : L'évolution mensuelle du taux d'infractions pour les hommes pour la période de janvier 1995 à décembre 1999.

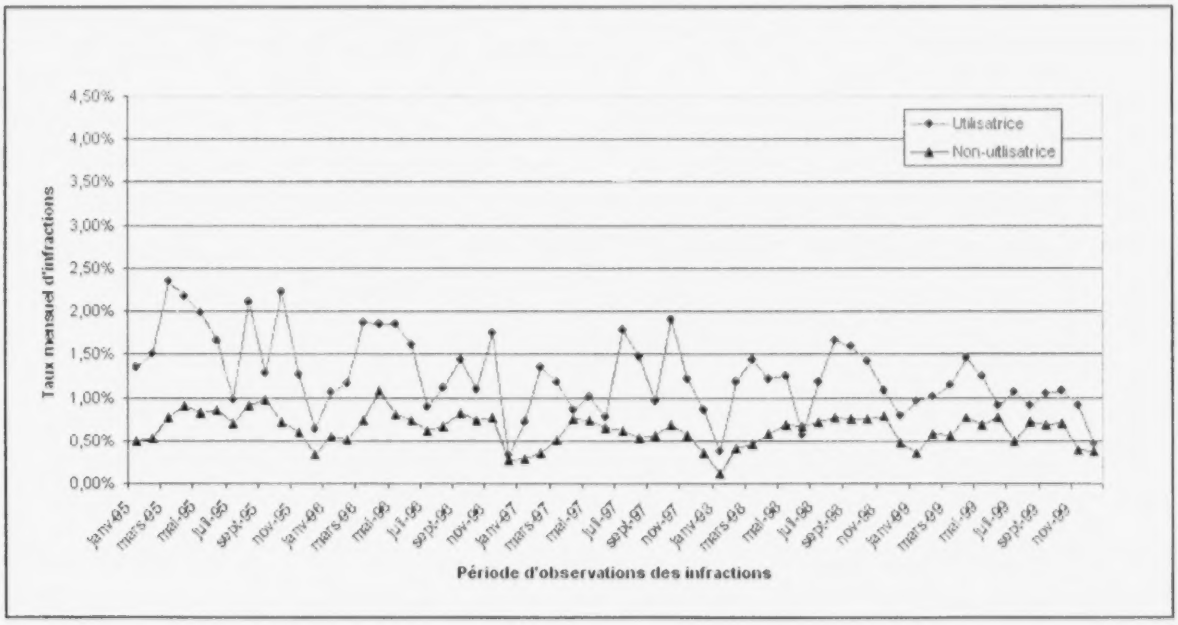


Figure 2 : L'évolution mensuelle du taux d'infractions pour les femmes pour la période de janvier 1995 à décembre 1999.

MODÉLISATION

Nous présentons un modèle de régression logistique-normal comportant 10 variables explicatives. Rappelons que l'unité d'observation est une personnes qui est utilisateur ou non-utilisateur d'un appareil de téléphonie mobile et que la variable expliquée est la présence ou non d'au moins une infraction au code de la sécurité routière au cours du $j^{ième}$ mois (j= 1, 2, ..., 60). Nous voulons vérifier si certaines caractéristiques (âge en années révolues au 30 juin 1999, période d'observation, utilisation du téléphone mobile, utilisation de la voiture dans le cadre du travail, conduite après vingt heures, plus haut niveau d'études atteint, conduite avec des passagers, écoute de la radio, de cassettes ou de CD en conduisant, manipulation de la radio, de casettes ou de CD en conduisant, kilométrage des 12 derniers mois) ont des répercussions sur le fait d'avoir commis une infraction ou non au code de la sécurité routière.

Toutes les variables de notre modèle sont de type catégorique; la classe dont le risque est le moins élevé est choisie dans la plupart des cas comme groupe de référence.

Modélisation logistique des infractions au code de la sécurité routière des hommes sur la période 1995-1999 avec prise en compte des variables du questionnaire

Un premier modèle examine les variables âge, période (mois) et utilisateur, en supposant aucun effet d'interaction entre ces trois dernières variables. Sous ce modèle, le risque d'infraction de l'utilisateur vaut 1,90 et est significatif au niveau 1%.

Nous allons voir si ce risque relatif reste encore significatif avec l'insertion de différentes caractéristiques (variables du questionnaire). Le modèle qui est représenté au Tableau 1 nous indique que le risque relatif de l'utilisateur du téléphone mobile est descendu à 1,42. Donc le risque d'infraction d'un utilisateur de téléphone mobile est significativement supérieur de 42% de celui d'un non-utilisateur lorsque nous exerçons un contrôle sur les variables du questionnaire ainsi que l'âge et la période d'observation.

Un facteur qui est très influent sur la venue d'un moins une infraction est l'âge du conducteur. Par la suite, voici les variables en ordre d'importance qui caractérisent le comportement de la personne sur la route : le kilométrage des 12 derniers mois, la conduite après 20 heures, utilisation de

la voiture dans le cadre du travail et la manipulation de la radio, cassettes ou CD en conduisant. Par contre, la variable niveau d'étude de type sociodémographique n'a aucune influence sur la survenue ou pas d'une infraction. L'écoute de musique n'augmente pas non plus le risque d'infraction.

L'âge de l'individu nous indique que le groupe de jeunes de 16 à 24 ans a tendance à prendre plus de risques. Le risque relatif pour cette classe d'âge est de 1,81 par rapport aux aînés âgés de 55 à 64 ans. Le risque relatif décroît au fur et à mesure que les personnes prennent de la maturité. Les classes d'âge 25 à 34 ans et 35 à 44 ans ont respectivement un risque d'infraction de 37% et 11% plus grand que le groupe d'âge de référence. Notons que le groupe d'âge 45 à 54 ans représente le même risque d'infraction que le groupe d'âge de 55 à 64 ans.

La variable qui représente un risque d'infraction important est le kilométrage qui a été effectué lors des 12 derniers mois. Nous allons supposer l'hypothèse que le nombre de kilométrage fait lors de l'année 1999 reflète le nombre de kilométrage effectué pour les années précédentes (1995 à 1998). Nous supposons que la variable du questionnaire nous donne un niveau constant tout au long de l'étude. Nous constatons que le risque d'infraction augmente en fonction du kilométrage effectué lors des 12 derniers mois. Le risque d'infraction pour les conducteurs qui sont souvent sur la route (plus de 50 000 km) se chiffre à 2,78 fois le risque de ceux qui parcourent moins de 10 000 km. Nous observons les risques d'infraction suivants : 1,29 (10 001 à 20 000 km), 1,63 (20 001 à 30 000 km), 2,10 (30 001 à 50 000 km) en prenant comme classe de référence un kilométrage plus petit que 10 000 km. Une conduite de soir ou de nuit (après 20 heures) consiste à être un facteur qui a beaucoup d'influence sur le risque. Une personne qui conduit dans la noirceur 5 fois ou plus par semaine voit son risque d'infraction augmenter de 55% comparativement à 28% pour quelqu'un qui prend la route de soir 2 à 4 fois par semaine. Le risque relatif d'infraction est calculé par rapport à une personne qui ne conduit pas de soir ou très rarement (0 à 1 fois par semaine). L'utilisation de la voiture dans le cadre du travail fait grimper le risque relatif d'infraction de 28% par rapport aux personnes qui ne s'en servent pas pour leurs activités professionnelles. Une manipulation de la radio, des cassettes ou des CD augmente le risque d'infraction de 22% par rapport aux personnes qui ne manient pas trop les instruments reliés à l'écoute de musique. Finalement, la conduite avec passagers est bénéfique puisqu'elle contribue à diminuer de 14% le risque d'infraction relativement à une personne qui conduit toute seule.

Tableau 1 : Estimation du taux mensuel d'infractions au code de la sécurité routière, chez les hommes pour la période globale 1995-1999 par la méthode de régression logistique normale.

Variables explicatives	RR	I.C à 95%	Taux d'infraction %	Proportion de l'échantillon %
Utilisation voiture dans le cadre du travail				
oui	1,28***	(1,22;1,35)	0,949	46,4
non	1		0,689	53,6
Kilométrage des 12 derniers mois				
1 - 10 000 km	1		0,563	19,64
10 001 - 20 000 km	1,29***	(1,19;1,41)	0,721	37,13
20 001 - 30 000 km	1,63***	(1,50;1,78)	0,915	27,41
30 001 - 50 000 km	2,10***	(1,91;2,30)	1,133	12,46
plus grand que 50 000 km	2,78***	(2,46;3,14)	1,286	2,68
ne sais pas	1,03	(0,64;1,64)	0,706	0,68
Conduite après 20 heures				
5 fois par semaine ou plus	1,55***	(1,43;1,67)	1,026	19,59
2 à 4 fois par semaine	1,28***	(1,19;1,37)	0,812	59,78
0 à 1 fois par semaine	1		0,616	20,63
Conduite avec passagers				
très souvent ou souvent	0,86***	(0,82;0,90)	0,790	65,88
rarement ou jamais	1		0,855	34,12
Manipulation de la radio, cassettes ou CD en conduisant				
très souvent ou souvent	1,22***	(1,16;1,29)	0,906	58,2
rarement ou jamais	1		0,691	41,8
Plus haut niveau d'études atteint				
primaire ou secondaire	1,04	(0,96;1,12)	0,769	14,54
technicien ou métier	0,94	(0,86;1,02)	0,787	9,73
collégial	0,98	(0,92;1,03)	0,875	18,19
universitaire	1		0,807	57,54
Âge				
16 - 24 ans	1,81***	(1,61;2,03)	1,119	6,16
25 - 34 ans	1,37***	(1,25;1,52)	0,939	18,19
35 - 44 ans	1,11**	(1,01;1,22)	0,811	31,96
45 - 54 ans	1,05	(0,95;1,15)	0,763	30,36
55 - 64 ans	1		0,660	13,33
Utilisez vous un téléphone mobile?				
oui	1,42***	(1,36;1,49)	0,997	40,57
non	1		0,685	59,43

Niveau de signification: * 10% ** 5% *** 1%

Modélisation logistique des infractions au code de la sécurité routière des femmes sur la période 1995-1999 avec prise en compte des variables du questionnaire

Le premier modèle pour les femmes évalue un risque relatif d'infraction à 1,94 pour une utilisatrice du téléphone mobile, significatif à un niveau de 1%. Ce modèle est basé sur les variables âge, la période d'observation et l'utilisation d'un téléphone mobile, en tenant compte d'aucune interaction entre ces dernières.

Nous présentons les résultats du modèle expliqué ci haut en y ajoutant les facteurs de risque reliés à la conduite automobile (variables du questionnaire). Le Tableau 2 nous présente un risque d'infraction supérieur de l'ordre de 60% pour les utilisatrices du téléphone mobile comparativement aux femmes qui n'utilisent pas cette technologie.

L'âge est un facteur influent chez les femmes, mais pas autant que chez les hommes. Le groupe d'adolescentes (16 à 24 ans) détient un risque relatif d'infraction de 59% plus grand que le groupe des personnes d'âge mûr (55 à 64 ans). En ce qui concerne le risque d'infraction pour les autres classes d'âge, ce dernier oscille de façon positive entre 25% et 29% en prenant les femmes âgées entre 55 et 64 ans comme groupe de référence.

Le risque d'infraction s'élève à 1,51 lorsqu'une conductrice emprunte sa voiture 5 fois ou plus par semaine pour conduire le soir, comparativement à aucune utilisation ou pas plus d'une fois par semaine après 20 heures. Ce risque d'infraction diminue à 1,31 pour une utilisation après 20 heures un peu plus fréquente, soit de 2 à 4 fois par semaine. Le risque d'infraction varie de façon croissante avec le nombre de kilomètres effectués lors de la dernière année. Une femme qui conduit plus de 30 000 km par année, a un risque de commettre une infraction de 2,72 fois plus grand qu'une femme qui conduit moins de 10 000 km par année.

L'utilisation de la voiture dans le cadre d'une activité professionnelle comme le travail augmente de 22% le risque relatif d'infraction comparativement aux femmes qui ne font pas usage de leur voiture dans le cadre du travail. De plus, des manipulations fréquentes de la radio, de cassettes ou de CD font grimper de 36% le risque d'infraction par rapport au groupe de référence.

Contrairement aux hommes, le plus haut niveau d'études atteint influence le risque d'infraction à la baisse. Notons aussi que la conduite avec des passagers diminue le risque d'infraction de 12%.

Tableau 2 : Estimation du taux mensuel d'infractions au code de la sécurité routière, chez les femmes pour la période globale 1995-1999 par la méthode de régression logistique normale.

Variables explicatives	RR	I.C à 95%	Taux d'infraction %	Proportion de l'échantillon %
Utilisation voiture dans le cadre du travail				
oui	1,22***	(1,13;1,31)	0,561	27,16
non			0,434	72,84
Kilométrage des 12 derniers mois				
1 - 10 000 km	1		0,334	46,99
10 001 - 20 000 km	1,56***	(1,44;1,70)	0,545	33,39
20 001 - 30 000 km	2,03***	(1,83;2,25)	0,691	12,91
plus grand que 30 000 km	2,72***	(2,34;3,16)	0,837	3,56
ne sais pas	1,05	(0,81;1,37)	0,314	3,15
Conduite après 20 heures				
5 fois par semaine ou plus	1,51***	(1,34;1,71)	0,648	9,41
2 à 4 fois par semaine	1,31***	(1,20;1,42)	0,527	54,49
0 à 1 fois par semaine	1		0,340	36,11
Conduite avec passagers				
très souvent ou souvent	0,88***	(0,82;0,95)	0,469	60,48
rarement ou jamais	1		0,471	39,52
Manipulation de la radio, cassettes ou CD en conduisant				
très souvent ou souvent	1,36***	(1,26;1,46)	0,561	51,14
rarement ou jamais	1		0,387	48,86
Plus haut niveau d'études atteint				
primaire ou secondaire	0,83***	(0,75;0,93)	0,362	18,54
technicien ou métier	0,99	(0,85;1,14)	0,439	6,39
collégial	0,94	(0,86;1,02)	0,471	23,61
universitaire	1		0,511	51,46
Âge				
16 - 24 ans	1,59***	(1,33;1,90)	0,593	8,69
25 - 34 ans	1,28***	(1,09;1,51)	0,542	22,03
35 - 44 ans	1,29***	(1,10;1,51)	0,470	32,037
45 - 54 ans	1,25***	(1,06;1,47)	0,433	26,57
55 - 64 ans	1		0,344	10,34
Utilisez vous un téléphone mobile?				
oui	1,6***	(1,46;1,74)	0,630	25,06
non	1		0,416	74,94

Niveau de signification: * 10% ** 5% *** 1%

L'ENSEMBLE DES 6 238 TITULAIRES ÉTANT LES SEULS UTILISATEURS DU TÉLÉPHONE MOBILE

FRÉQUENCE D'UTILISATION DU TÉLÉPHONE MOBILE

Nous allons maintenant analyser la fréquence d'utilisation du téléphone mobile et les infractions au code de la sécurité routière. Nos unités d'observations sont les seuls utilisateurs de leur téléphone mobile, soit de 5 043 hommes et de 1 195 femmes pour un total de 6 238 personnes. La période d'observation est formée de 17 mois (août 1998 à décembre 1999).

Il est pertinent de remarquer que 24 personnes dans notre base de données sur les seuls utilisateurs de téléphone mobile sont titulaires de deux téléphones en même temps. Si pour une même période de temps, un seul utilisateur de téléphone mobile détient deux appareils de téléphonie mobile, les informations sur la durée et le nombre d'appels (faits ou reçus) ont été combinées pour donner un portrait plus juste de la consommation téléphonique de l'individu. Puisque nous cherchons à connaître l'utilisation du téléphone mobile pour un seul utilisateur pour une période donnée. L'information peut être dédoublée sur une période d'un mois jusqu'à un maximum de neuf mois.

Les hommes utilisent leur téléphone mobile en moyenne 144 fois par mois soit 67% plus souvent que chez les femmes qui l'utilisent en moyenne 86 fois par mois. Cette différence entre les hommes et les femmes est frappante lorsque nous comparons les figures 3 et 4. Nous dénotons que les utilisateurs ou les utilisatrices font beaucoup plus d'appels qu'ils n'en reçoivent. Le téléphone mobile est utilisé abondamment et il y a de plus en plus de nouveaux abonnés, ce qui explique que le nombre d'appels faits ou reçus augmente au fil du temps. Nous observons une légère baisse des appels au mois de juillet 1999, plus particulièrement chez les hommes. Les appels reçus chez les femmes sont stationnaires sur la période d'observation de 17 mois.

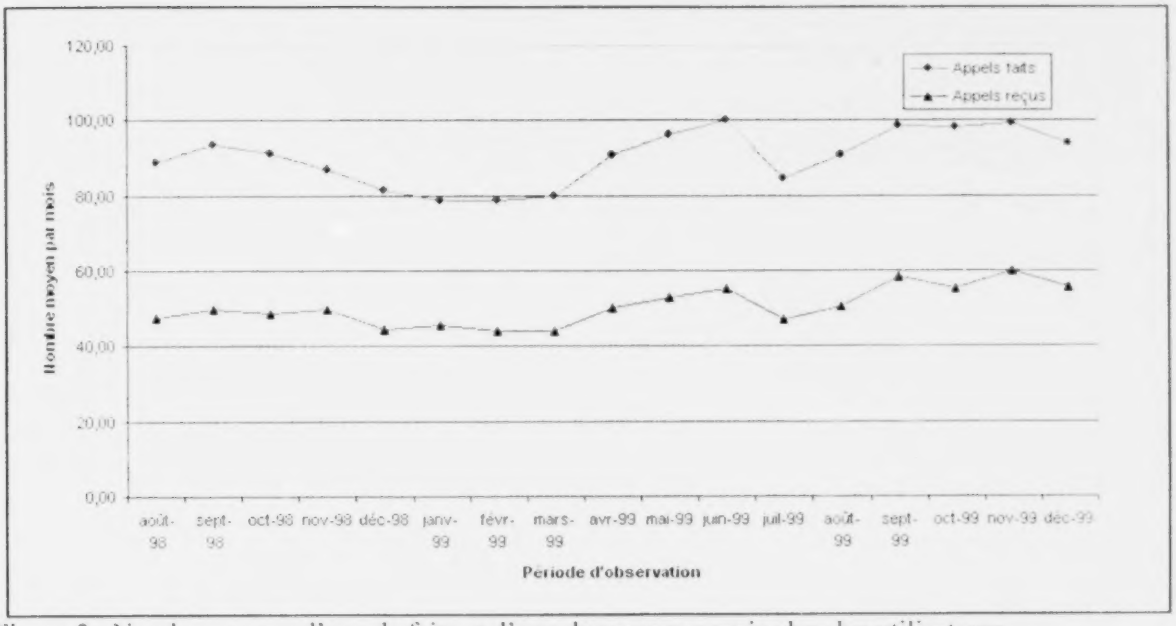


Figure 3 : Nombre moyen d'appels faits et d'appels reçus par mois chez les utilisateurs d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

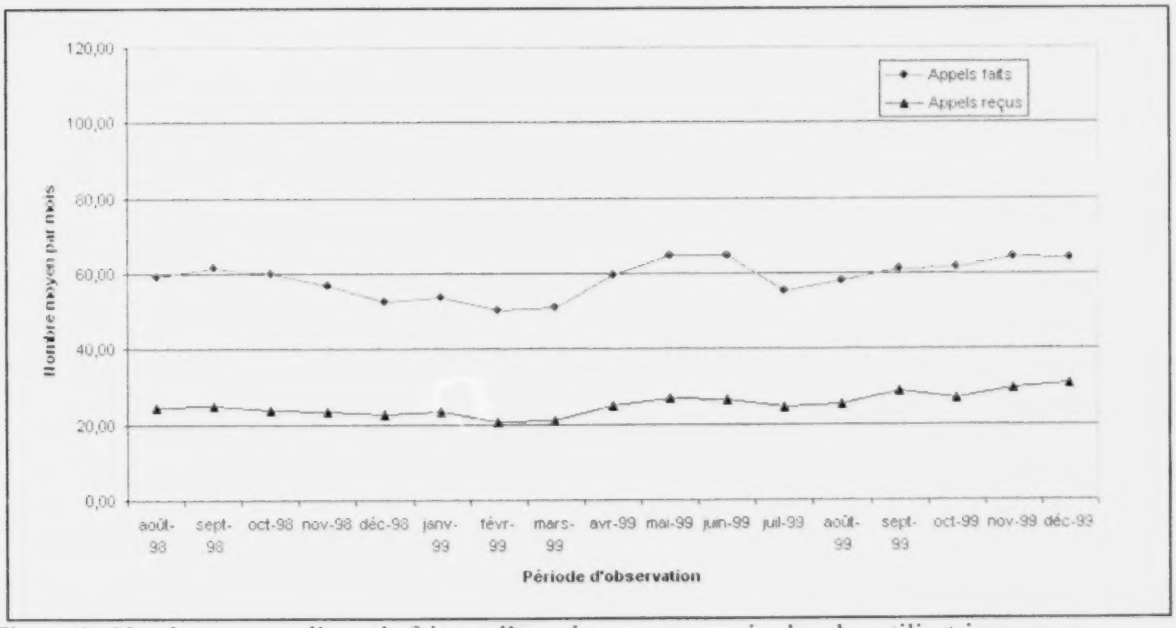


Figure 4 : Nombre moyen d'appels faits et d'appels reçus par mois chez les utilisatrices d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Lorsque nous parlons de consommation téléphonique pour un seul utilisateur du téléphone mobile, nous pensons immédiatement au nombre d'appels que l'utilisateur a fait au cours d'une

période donnée. Par contre, l'utilisation d'un téléphone mobile ne serait pas complète si nous ne pourrions accéder à la durée en seconde de chacun des appels. L'évolution mensuelle de la durée en seconde d'un appel chez les hommes (figure 5) et chez les femmes (figure 6) ne démontre pas la même tendance que l'évolution mensuelle des appels.

Pour les hommes, la durée moyenne en secondes par appels reçus est toujours plus grande que celle des appels faits, sauf à la fin de la période d'observation aux mois de novembre et de décembre 1999. C'est au mois d'avril 1999 que l'écart entre les deux courbes est pratiquement nul.

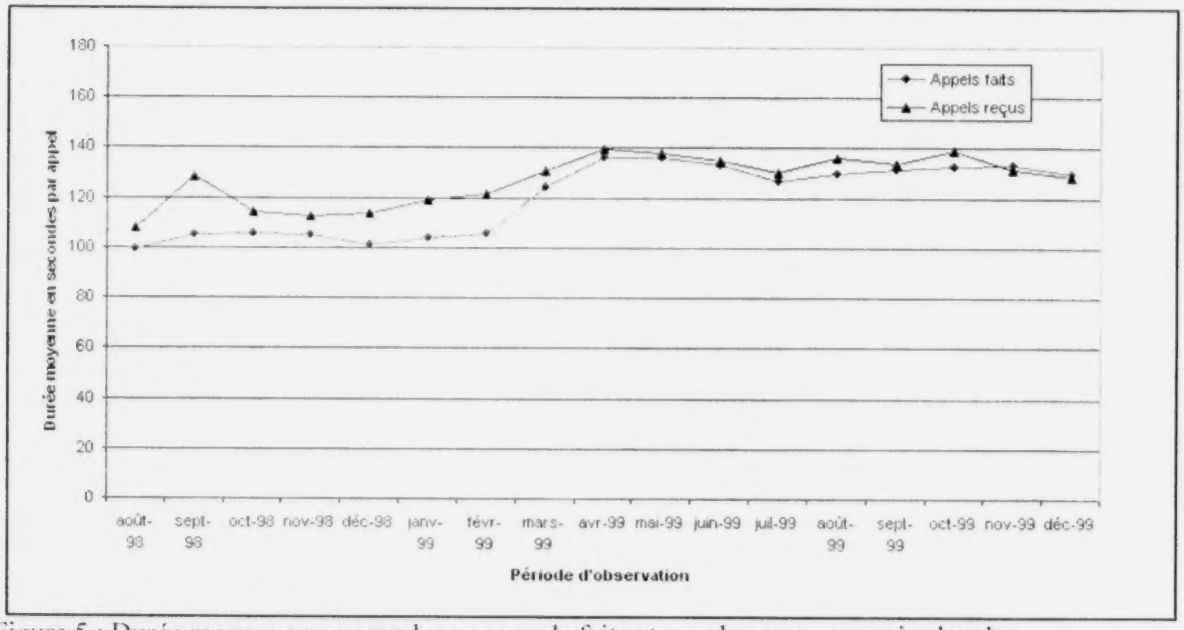


Figure 5 : Durée moyenne en secondes par appels faits et appels reçus par mois chez les utilisateurs d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Pour les femmes, une bonne augmentation de la durée moyenne en secondes pour les appels faits est remarquée jusqu'au mois de juin 1999. La durée moyenne en secondes par appel reçu monte en flèche pour les seules utilisatrices du téléphone mobile jusqu'en avril 1999, avant de décroître et atteindre une stabilité. Au mois de juin, l'écart se rétrécit entre la durée des appels faits et reçus, pour être pratiquement nul en septembre 1999. Soulignons que les femmes parlent en moyenne 129,3 secondes par appel soit environ 2% plus longtemps au téléphone mobile que les hommes qui discutent en moyenne 126,8 secondes par mois.

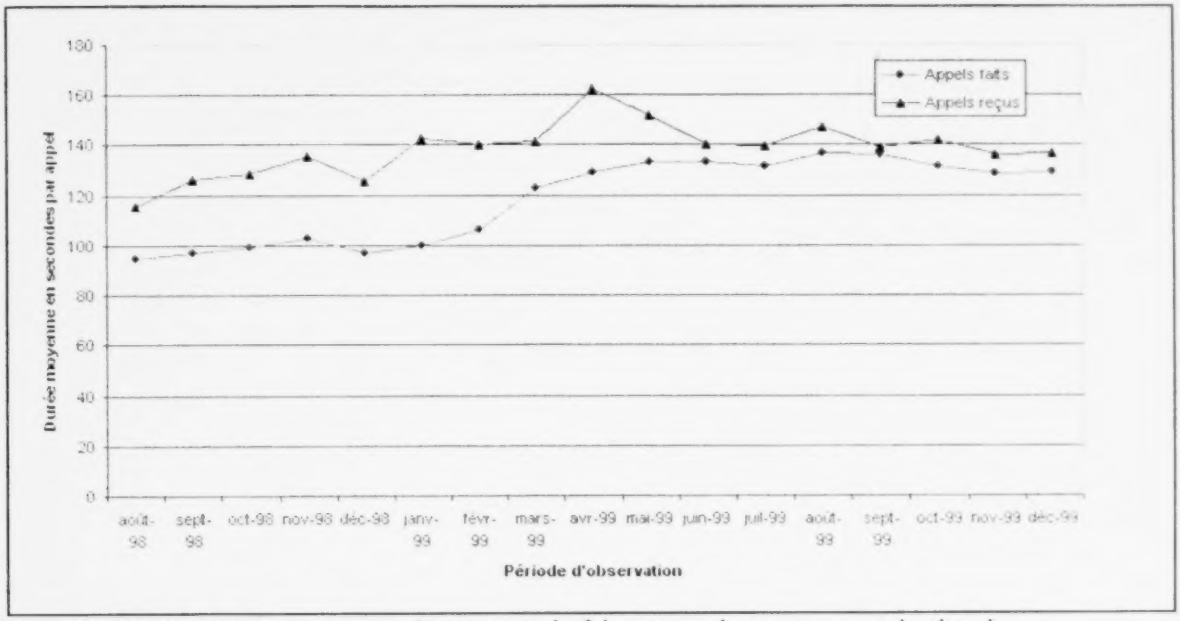


Figure 6 : Durée moyenne en secondes par appels faits et appels reçus par mois chez les utilisatrices d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

FRÉQUENCE D'UTILISATION ET LES INFRACTIONS PAR MOIS

Les figures 7 à 14 donnent les taux d'infractions au code de la sécurité routière (toutes infractions confondues) par 10 000 utilisateurs ou utilisatrices par mois selon la variable d'intérêt. Cette dernière peut être le nombre d'appels faits ou reçus par mois ou la durée en secondes d'un appel fait ou reçu. Une valeur se trouve sur chaque graphique pour chacun des points de la courbe. Cette valeur représente le risque relatif d'avoir au moins une infraction pour cette catégorie par rapport au groupe de référence. Ces risques relatifs ont été estimés à l'aide du modèle de régression logistique normale en incluant seulement la variable d'intérêt comme variable explicative. Les étoiles nous donnent le niveau de signification : * à 10%; ** à 5%; *** à 1%.

Le nombre d'appels faits ou reçus par mois et les infractions par mois

Le tableau 3 nous fait remarquer que dans la période d'observation de 17 mois, il y a 52 613 seuls utilisateurs-mois. Une proportion de 8,96% des utilisateurs font moins de 10 appels par mois, 44,13% en font entre 10 et 64, 24,64% entre 65 et 134 et 21,65% font plus de 135 appels par mois.

Tableau 3 : Répartition du nombre d'appels faits par mois chez les utilisateurs d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Nombre d'appels faits par mois	Nombre	%
Moins de 10	4 712	8,96
10 - 19	5 269	10,01
20 - 29	4 982	9,47
30 - 39	4 540	8,63
40 - 49	3 958	7,52
50 - 64	4 789	9,10
65 - 79	3 937	7,48
80 - 99	4 017	7,63
100 - 134	5 016	9,53
135 - 174	3 793	7,21
175 - 224	2 900	5,51
225 et plus	4 700	8,93
Total	52 613	99,98

Nous observons à la figure 7 que les utilisateurs d'un téléphone mobile faisant entre 40 et 49 appels et 65 appels et plus sont significativement plus à risque d'avoir au moins une infraction au code de la sécurité routière que ceux qui n'utilisent à peine leur téléphone mobile (moins de 10 appels faits par mois). Voici les risques relatifs des classes qui sont significatives à un niveau de signification de 1% : 1,63 pour les seuls utilisateurs qui emploient leur téléphone mobile de 40 à 49 fois par mois, 2,00 pour ceux faisant entre 65 et 79 appels, 1,57 pour les utilisateurs qui se servent de leur téléphone mobile de 100 à 134 fois pour faire des appels, 2,42 pour ceux faisant de 135 à 174 appels, 2,37 pour les utilisateurs qui tombent dans la classe de 175 à 224 appels et finalement les hommes qui effectuent plus de 225 appels par mois ont 2,50 fois plus de risque d'avoir une infraction que ceux qui font moins de 10 appels par mois. Les hommes qui sont titulaires d'un téléphone mobile faisant entre 20 à 29 et 50 à 64 appels par mois sont respectivement 1,39 et 1,63 fois plus à risque d'avoir au moins une infraction que ceux qui font partis du groupe de référence, à un niveau de signification de 5%.

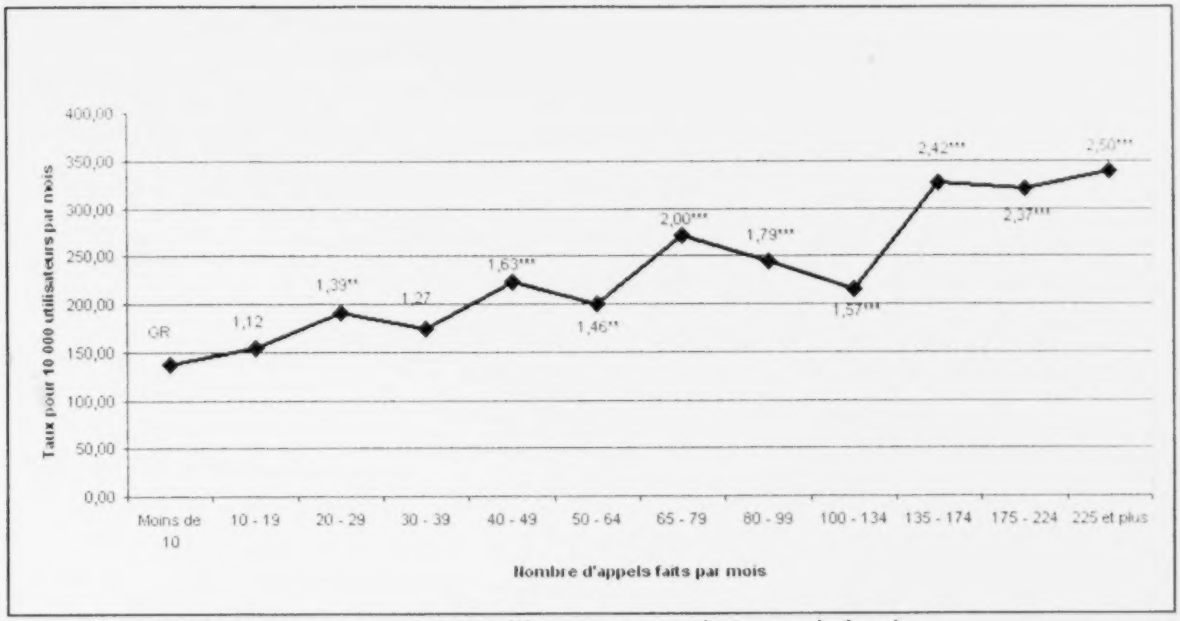


Figure 7 : Taux d'infractions pour 10 000 utilisateurs par mois (toutes infractions confondues) selon le nombre d'appels faits par mois, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Le tableau 4 nous illustre que 7,86% des utilisateurs n'ont reçu aucun appel au cours d'un mois, 76,78% reçoivent entre 1 et 94 appels par mois et 15,36 % en reçoivent 95 et plus.

Tableau 4 : Répartition du nombre d'appels reçus par mois chez les utilisateurs d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Nombre d'appels reçus par mois	Nombre	%
Aucun	4 136	7,86
1 - 4	7 311	13,90
5 - 9	5 779	10,98
10 - 19	7 515	14,28
20 - 34	7 447	14,15
35 - 59	7 186	13,66
60 - 94	5 159	9,81
95 - 144	3 576	6,80
145 et plus	4 504	8,56
Total	52 613	100,00

La figure 8, nous expose une tendance croissante pour les taux d'infractions. Nous constatons que les utilisateurs recevant 20 appels et plus par mois présentent un risque relatif significatif (à un niveau de 1%) variant de 1,74 (60 à 94 appels) à 2,37 fois plus de risque d'avoir au moins une

infraction au code de la sécurité routière pour la classe de 145 appels et plus reçus par mois comparativement à ceux qui n'en reçoivent aucun. Un utilisateur d'un téléphone mobile qui reçoit entre 10 et 19 appels par mois à un risque d'infraction 38% supérieur à celui qui ne reçoit aucun appel (à un niveau de signification de 5%).

Le tableau 5 nous montre que 18,45% des seules utilisatrices emploient leur téléphone mobile moins de 10 fois par mois. Notons aussi que 53,26% des femmes signalent un numéro de téléphone entre 10 et 64 fois par mois et 28,29% utilisent leur appareil mobile en abondance, soit plus de 105 appels effectués par mois.

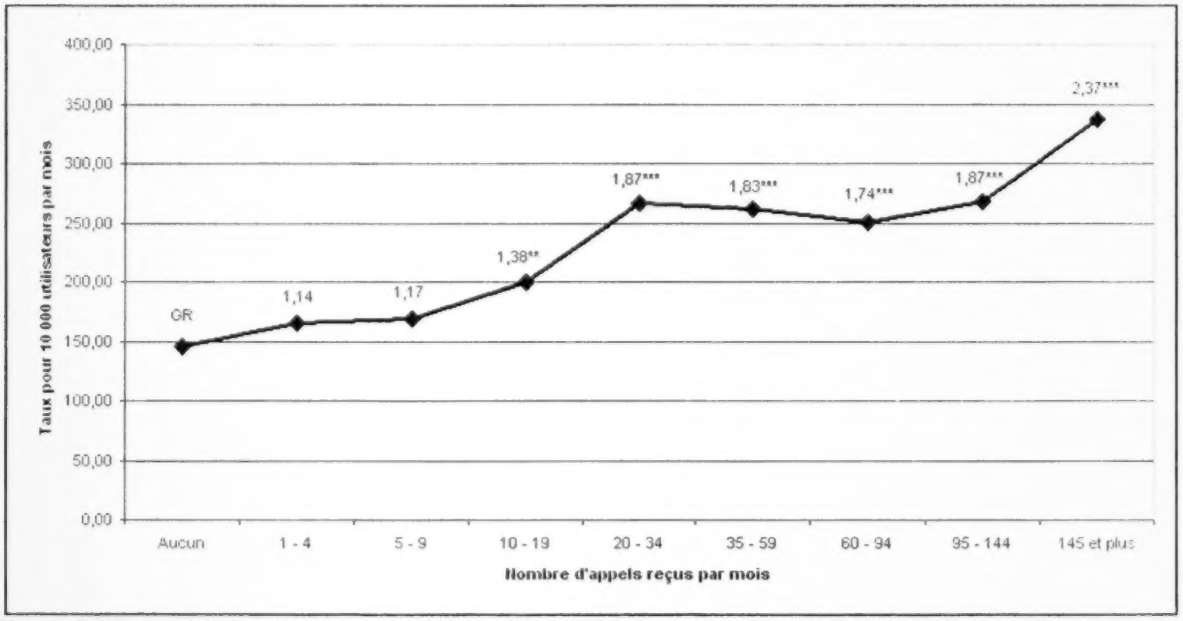


Figure 8 : Taux d'infractions pour 10 000 utilisateurs par mois (toutes infractions confondues) selon le nombre d'appels reçus par mois, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Tableau 5 : Répartition du nombre d'appels faits par mois chez les utilisatrices d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Nombre d'appels faits par mois	Nombre	%
Moins de 10	1 983	18,45
10 - 19	1 721	16,01
20 - 29	1 296	12,06
30 - 44	1 437	13,37
45 - 64	1 271	11,82
65 - 104	1 343	12,49
105 et plus	1 699	15,80
Total	10 750	100,00

Nous constatons à la figure 9 que les taux d'infractions pour les femmes augmentent d'une façon monotone croissante à l'exception d'un creux que nous dénotons pour la classe de 30 à 44 appels faits par mois. De plus, cette dernière catégorie est la seule dont le risque relatif n'est pas significatif à un niveau de 10%. Nous voyons que les seules utilisatrices faisant 20 appels téléphoniques et plus par mois (en enlevant la catégorie de 30 à 44 appels) ont entre 3,32 et 3,94 fois plus de risque d'avoir au moins une infraction au code de la sécurité routière que celles qui effectuent un nombre plus restreint d'appels (à un niveau de signification de 1%). Nous sous-entendons que ces femmes effectuent moins de 10 appels par mois. Finalement, le risque relatif est de 2,71 pour celles qui composent entre 10 et 19 fois sur leur téléphone mobile par mois au niveau de 5%.

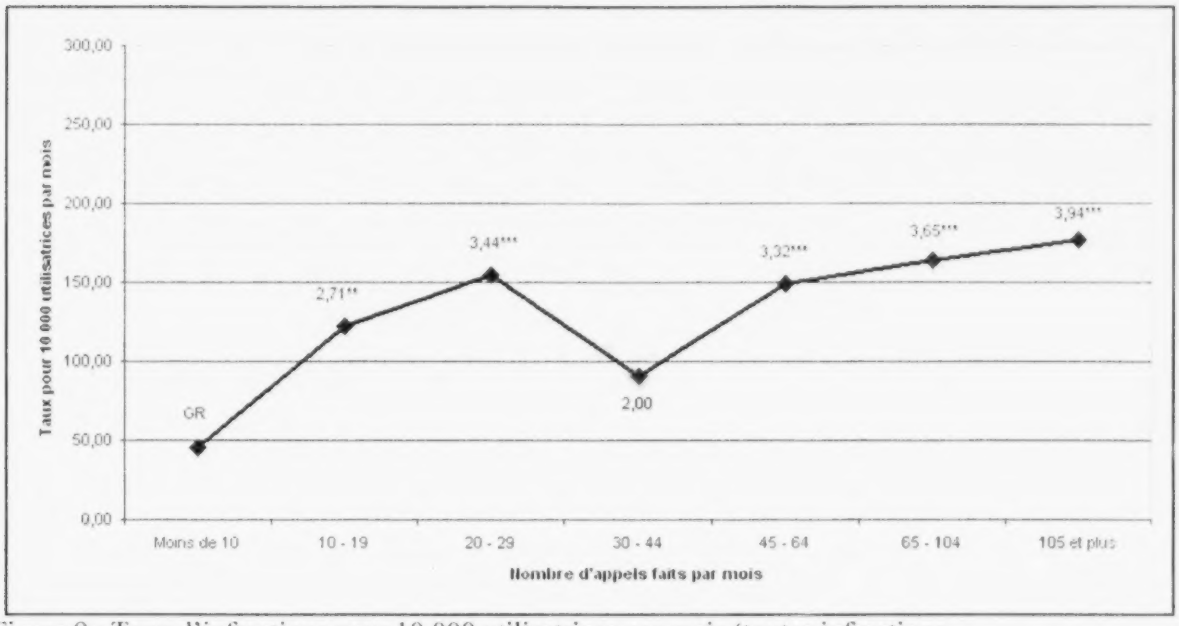


Figure 9 : Taux d'infractions pour 10 000 utilisatrices par mois (toutes infractions confondues) selon le nombre d'appels faits par mois, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Nous pouvons voir au tableau 6 que 53,93% des femmes qui sont utilisatrices uniques de leur téléphone mobile répondent à celui-ci moins de 10 fois par mois, 32,99% reçoivent entre 10 et 54 appels et 13,09% reçoivent 55 appels et plus mensuellement.

Tableau 6 : Répartition du nombre d'appels reçus par mois chez les utilisatrices d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Nombre d'appels reçus par mois	Nombre	%
1 et moins	2 854	26,55
2 - 9	2 943	27,38
10 - 24	2 040	18,98
25 - 54	1 506	14,01
55 et plus	1 407	13,09
Total	10 750	100,01

En ce qui concerne les taux d'infractions pour 10 000 utilisatrices par mois, en tenant compte du nombre d'appels reçus mensuellement, les risques relatifs sont tous supérieurs à 1. Nous pouvons en conclure que les risques d'infractions sont plus élevés que le groupe de référence en étant significativement différent de 1 à un niveau de signification variant entre 1% et 5%. En fait, une

personne du sexe féminin qui reçoit 2 appels et plus par mois sur son téléphone mobile a environ de 2 fois plus de risque de contracter au moins une infraction au volant.

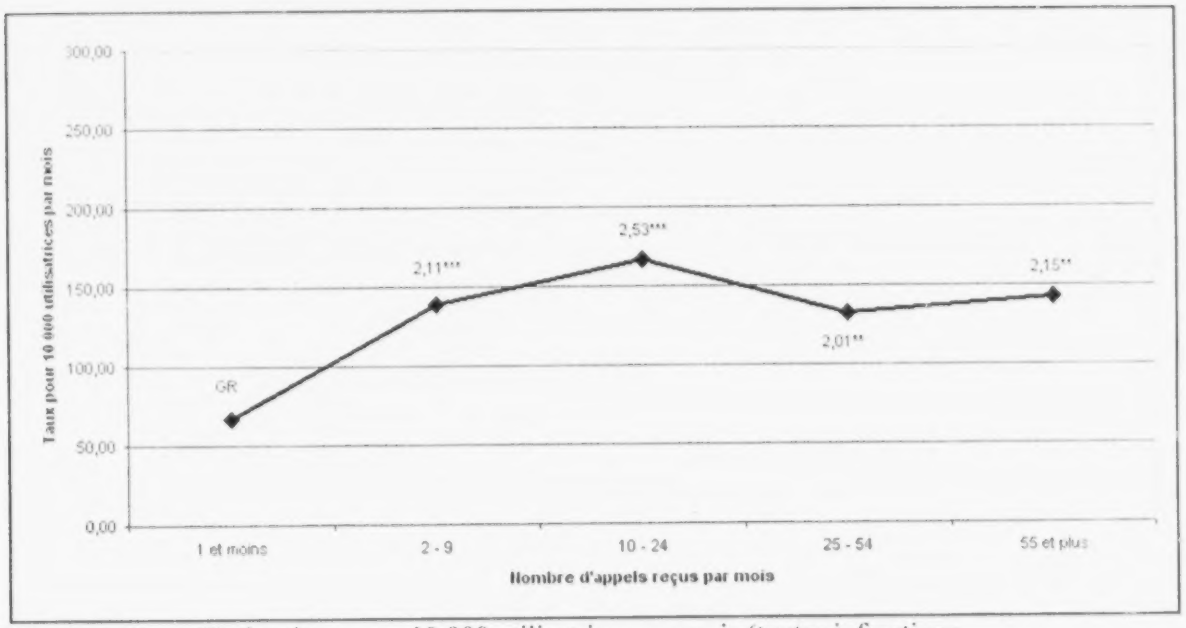


Figure 10 :Taux d'infractions pour 10 000 utilisatrices par mois (toutes infractions confondues) selon le nombre d'appels reçus par mois, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

La durée d'un appel fait ou reçu et les infractions par mois

Le tableau 7 nous monte que la proportion des utilisateurs faisant des appels de durée supérieure à 150 secondes est de 20,83%. Par contre, les utilisateurs sont plus nombreux à faire des appels d'une durée moyenne par mois de 45 à 149 secondes, une proportion qui atteint l'ordre de 71,85%. De plus, il y a seulement 7,32% des seuls utilisateurs qui font des appels de durée très courte (moins de 45 secondes).

Tableau 7 : Répartition de la durée d'un appel fait chez les utilisateurs d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Durée d'un appel fait	Nombre	%
Moins de 45 secondes	3 852	7,32
45 - 64	7 530	14,31
65 - 84	8 943	17,00
85 - 104	8 446	16,05
105 - 124	7 144	13,58
125 - 149	5 740	10,91
150 - 210	6 439	12,24
210 et plus	4 519	8,59
Total	52 613	100,00

Nous observons à la figure 11 que les utilisateurs qui ont des conversations d'une durée moyenne qui se situe entre 65 et 210 secondes ont des risques relatifs qui oscillent entre 1,45 et 1,72 avec un niveau de signification de 1%. Notons aussi que les risques relatifs sont supérieurs à 1 pour les appels durant en moyenne entre 45 et 64 ainsi que 210 secondes et plus. Cependant, ces derniers ne sont pas significativement différents de 1. Ils se comparent au groupe de référence qui est une durée d'appel effectué dont la moyenne est inférieure à 45 secondes.

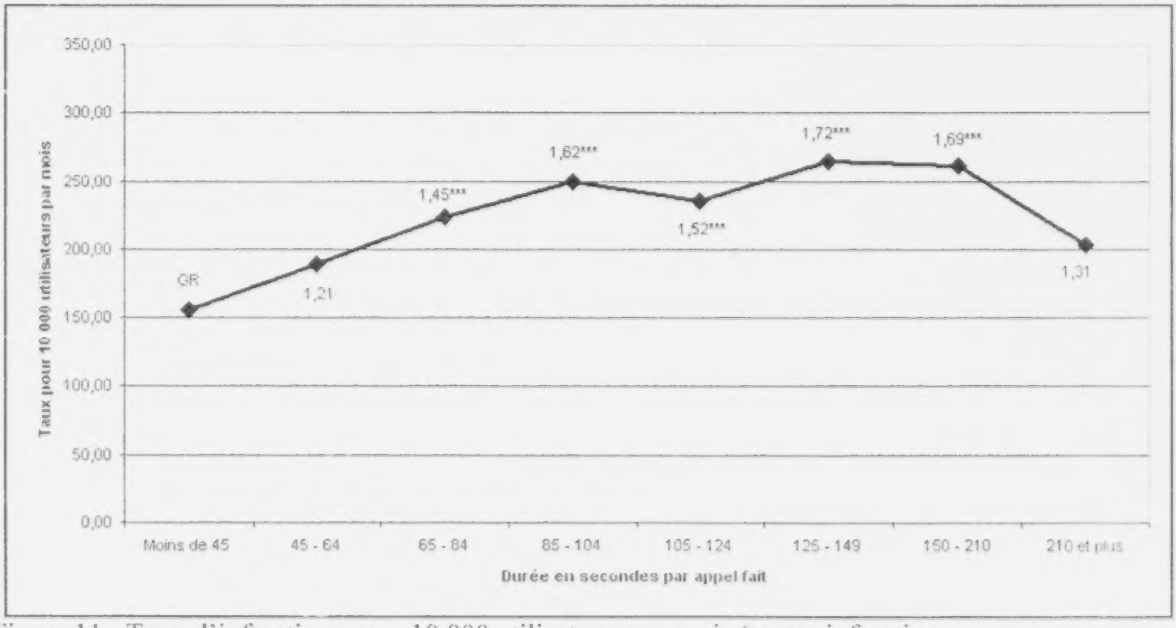


Figure 11 : Taux d'infractions pour 10 000 utilisateurs par mois (toutes infractions confondues) selon la durée en seconde par appel fait, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Il y a 13,56% des utilisateurs qui reçoivent des appels d'une durée moyenne inférieure à 30 secondes, comme nous pouvons le constater dans le tableau 8. Un peu moins de la moitié, soit 46,75% font la réception d'appels de durée entre 30 et 119 secondes. Finalement, 39,69% des utilisateurs entretiennent des conversations dont la durée moyenne dépasse 2 minutes.

Tableau 8 : Répartition de la durée d'un appel reçu chez les utilisateurs d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Durée d'un appel reçu	Nombre	%
Moins de 30 secondes	7 136	13,56
30 - 59	6 463	12,28
60 - 89	9 702	18,44
90 - 119	8 432	16,03
120 - 149	6 901	13,12
150 - 209	7 230	13,74
210 et plus	6 749	12,83
Total	52 613	100,00

Nous dénotons à la figure 12 que les utilisateurs qui reçoivent des appels durant en moyenne entre 30 et 59 secondes ne sont pas significativement différents du groupe de référence. De plus, les seuls titulaires d'un téléphone mobile recevant des appels et dont la conversation dure entre 60 et 89 secondes ont 25% plus de risque d'avoir une infraction au code de la sécurité routière (niveau de signification de 10%). Pour les hommes qui reçoivent des appels dont la durée moyenne des appels est plus grande ou égale à 1 minute et demie, ils ont entre 33% et 69% plus de risque d'obtenir au moins une infraction au volant que ceux qui reçoivent des appels téléphoniques dont la durée est inférieure en moyenne à 30 secondes (à un niveau de 1%).

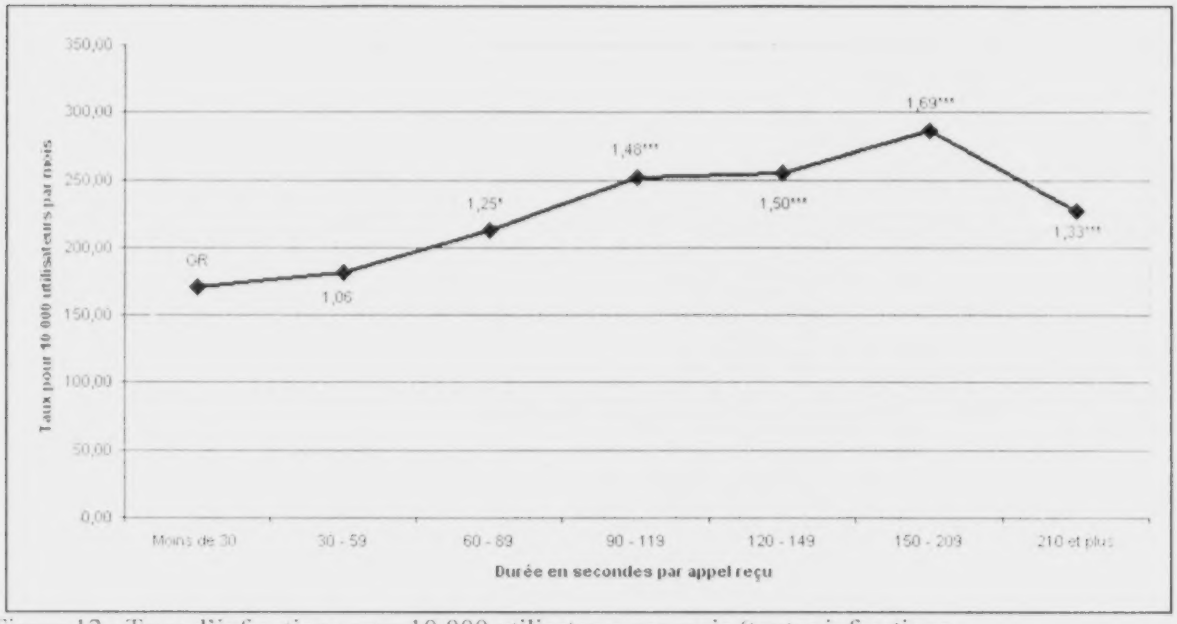


Figure 12 : Taux d'infractions pour 10 000 utilisateurs par mois (toutes infractions confondues) selon la durée en seconde par appel reçu, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Le tableau 9 nous montre que 13,08% des seules utilisatrices font en moyenne un appel dont la durée est moins de 45 secondes. De plus, 66,73% des appels faits ont une durée entre 45 et 149 secondes et 20,20% des appels ont une durée supérieure à 150 secondes.

Tableau 9 : Répartition de la durée d'un appel fait chez les utilisatrices d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Durée d'un appel fait	Nombre	%
Moins de 45 secondes	1 406	13,08
45 - 74	2 644	24,6
75 - 104	2 334	21,71
105 - 149	2 195	20,42
150 - 209	1 179	10,97
210 et plus	992	9,23
Total	10 750	100,01

Nous remarquons à la figure 13 que le taux d'infractions pour 10 000 utilisatrices par mois est croissant en fonction de la durée de l'appel fait pour les trois premières catégories. Une petite baisse du taux d'infraction est dénotée lorsque la durée par appel fait (en secondes) est entre 105 et 149

secondes, pour ensuite atteindre sont plus haut niveau à 178,11 pour 10 000 utilisatrices, pour la classe dont la durée est comprise entre 150 et 209 secondes. Les utilisatrices d'un téléphone mobile faisant des appels dont la durée est 75 secondes et plus sont significativement plus à risque d'avoir au moins une infraction que celles faisant des appels durant moins de 45 secondes avec les risques relatifs suivants : 2,74 pour celles faisant des appels durant entre 75 et 104 secondes, 2,42 pour celles faisant des appels durant entre 105 et 149 secondes, 3,17 pour celles faisant des appels durant entre 150 et 209 secondes et finalement 2,50 pour celles faisant des appels excédant une durée de 210 secondes.

Nous observons au tableau 10 que 26,07% des utilisatrices reçoivent des appels de durée moyenne de moins de 30 secondes, 40,16% des appels ont une durée entre 30 et 119 secondes et 33,77% des appels ont une durée supérieure à 2 minutes.

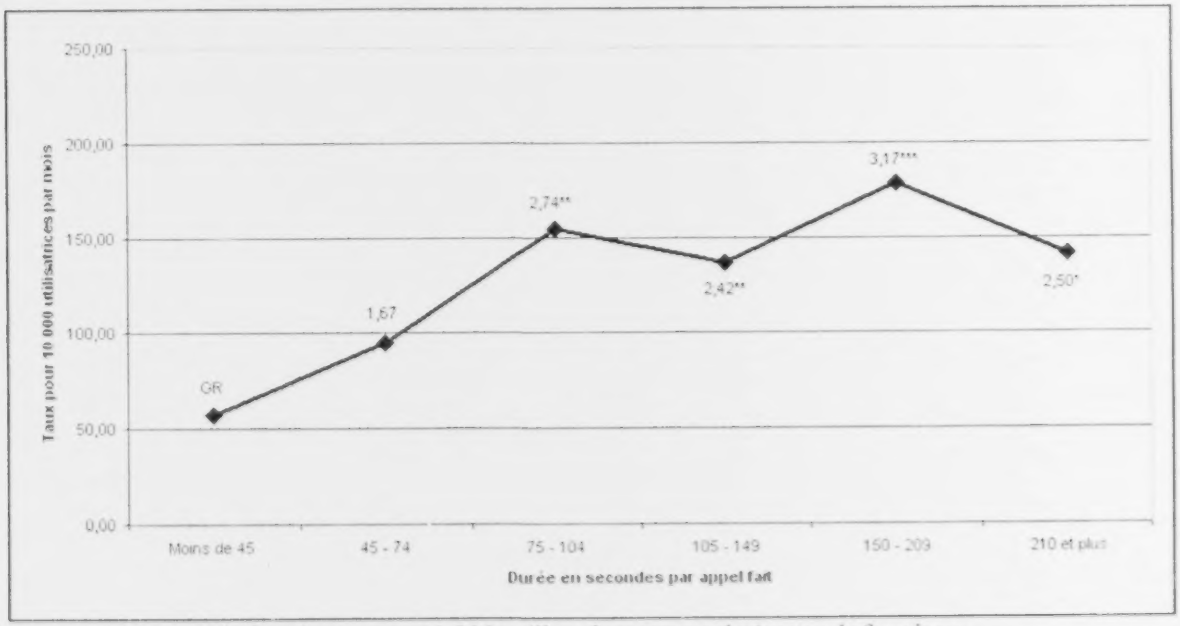


Figure 13 : Taux d'infractions pour 10 000 utilisatrices par mois (toutes infractions confondues) selon la durée en seconde par appel fait, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Tableau 10 : Répartition de la durée d'un appel reçus chez les utilisatrices d'un téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Durée d'un appel reçu	Nombre	%
Moins de 30 secondes	2 803	26,07
30 - 59	1 301	12,1
60 - 89	1 735	16,14
90 - 119	1 281	11,92
120 - 149	1 100	10,23
150 - 209	1 153	10,73
210 et plus	1 377	12,81
Total	10 750	100,00

La figure 14 nous montre que les risques relatifs d'infractions au code de la sécurité routière pour les utilisatrices varient entre 1,83 (60 à 89 secondes) et 3,39 (150 à 209 secondes). Les risques relatifs sont tous supérieurs à 1 et sont significativement différents de 1 à un niveau de signification de 10%. Pour toutes les infractions confondues, nous constatons que les utilisatrices qui reçoivent des appels durant en moyenne plus de 30 secondes sont entre 1,83 et 3,39 fois plus à risque que celles qui reçoivent des appels durant en moyenne moins de 30 secondes.

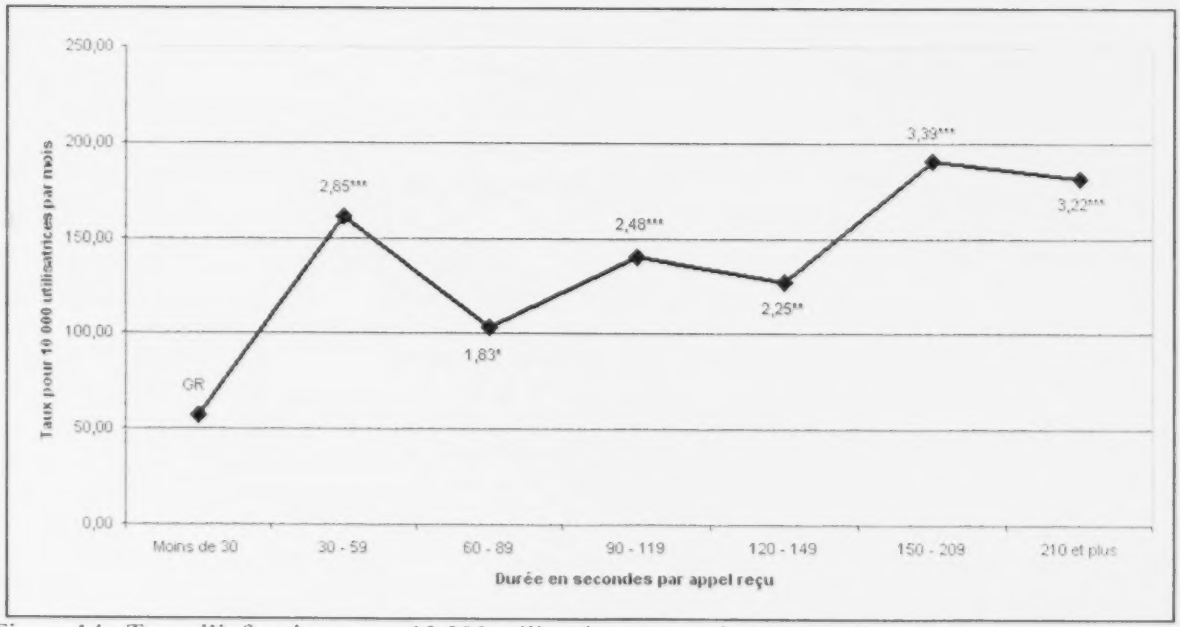


Figure 14 : Taux d'infractions pour 10 000 utilisatrices par mois (toutes infractions confondues) selon la durée en seconde par appel reçu, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Tous les risques relatifs présentés en chacune des catégories sur les droites des graphiques, ne tiennent pas compte d'autres variables dans le modèle logistique-normal que celle d'intérêt. Nous avons évalué plusieurs modèles de régression logistique-normal en séparant les hommes des femmes. Le premier modèle (modèle I) que nous avons estimé tient compte simultanément des variables suivantes : l'âge, la période d'observation ainsi que le nombre et la durée des appels faits et reçus des seuls utilisateurs d'un téléphone mobile. Nous trouvons aussi dans le second modèle (modèle II) l'âge et la période d'observation ainsi que des variables d'exposition au risque en provenance du questionnaire telles que l'utilisation de la voiture dans le cadre du travail, le kilométrage annuel, la conduite de soir (après 20 heures), une conduite avec des passagers, une manipulation ou une écoute de la radio, de cassettes ou de disques compacts et le plus haut niveau d'études atteint. Le dernier modèle (modèle III) est une combinaison des variables des modèles I et II, soit la fréquence d'utilisation et les variables d'exposition au risque.

La probabilité d'avoir au moins une infraction par mois

Chez les hommes, la variable âge est significative dans chacun des trois modèles du tableau 11. Tout d'abord, pour les variables qui représentent la fréquence d'utilisation (modèle I), le nombre d'appels faits par mois constitue la variable qui explique le plus la probabilité d'avoir au moins une infraction. Pour un seul utilisateur qui loge en moyenne plus de 135 appels par mois sur son téléphone mobile, ce dernier à environ 2 fois plus de risque d'enfreindre les lois au code de sécurité routière. Ensuite, les variables qui justifient le plus la probabilité d'avoir au moins une infraction, par ordre d'importance sont l'âge, le nombre d'appels reçus et la durée d'un appel reçu. Les jeunes conducteurs qui représentent la catégorie d'âge entre 16 et 24 ans sont 1,92 fois plus à risque que les 55 à 64 ans. L'utilisateur qui reçoit une quantité élevée d'appels (en moyenne 145 appels et plus par mois) possède 1,67 fois plus de risque de contracter une infraction sur les routes du Québec. Par contre, une durée d'un appel reçu dont le temps oscille entre 30 et 59 secondes fait diminuer le risque de 16% par rapport au groupe de référence (moins de 30 secondes).

Les facteurs d'expositions sont les variables à l'étude pour le deuxième modèle (modèle II). La variable qui est la plus influente sur la probabilité d'avoir au moins une infraction est le kilométrage effectué lors des 12 derniers mois. Nous observons que les seuls utilisateurs d'un

téléphone mobile effectuant plus de 10 000 km par année sont significativement plus à risque que ceux parcourant moins de 10 000 km par année avec les risques relatifs suivants : 1,86 pour ceux faisant entre 10 001 et 20 000 km, 2,17 pour ceux faisant entre 20 001 et 30 000 km, 2,56 pour ceux faisant entre 30 001 et 50 000 et finalement 3,24 pour ceux qui font beaucoup de déplacements avec leur voiture (plus de 50 000 km par année). Par la suite, nous retrouvons la variable d'âge et à nouveau les jeunes conducteurs ont environ 2 fois plus de risque que le groupe de référence qui se trouve à être les gens âgés entre 55 et 64 ans. Ensuite, un seul utilisateur qui conduit après 20 heures a 55% plus de risque de contracter une infraction au code de la sécurité routière qu'une personne qui conduit habituellement de jour ou au maximum 1 fois par semaine de soir. Finalement, les deux variables suivantes sont aussi importantes l'une que l'autre et toutes les deux font augmenter de 28% le risque d'avoir une infraction : l'utilisation de la voiture dans le cadre du travail et la manipulation de la radio ou de cassettes ou des disques compacts.

En combinant les variables concernant la fréquence d'utilisation du téléphone mobile (modèle I) et les variables d'exposition qui se retrouvent dans le questionnaire, le troisième modèle nous dit que le kilométrage annuel ainsi que l'âge, le nombre d'appels faits et reçus par mois, la conduite d'un véhicule en soirée, la manipulation d'éléments musicaux et finalement l'utilisation de la voiture dans un cadre professionnel sont toutes des variables qui nous aident à expliquer la probabilité d'avoir au moins une infraction. Cependant, nous dénotons que la variable durée d'un appel reçu contribue à faire diminuer le risque d'avoir une infraction au volant, comparativement aux autres variables qui font grimper le risque d'infraction.

Chez les seules utilisatrices du téléphone mobile, nous remarquons au tableau 12 qu'il n'y a pas d'effet d'âge. En considérant en ordre d'importance les variables qui se rattachent à la fréquence d'utilisation, nous retrouvons la durée d'un appel reçu, le nombre d'appels faits et la durée d'un appel fait (modèle I). Les utilisatrices dont les appels reçus durent plus de 2 minutes et demie (150 secondes) ont 2,28 fois plus de risque d'avoir une infraction au code de la sécurité routière, alors que pour la catégorie de 210 secondes et plus, nous observons 2,41 fois plus de risque. Si les utilisatrices effectuent entre 10 et 29 appels ou 65 appels et plus par mois, nous devons multiplier par deux le risque d'avoir une infraction comparativement à une personne qui fait en moyenne moins de 10 appels par mois. Pour conclure, une utilisatrice qui fait un appel d'une durée entre 150 et 209 secondes possède 2,20 fois plus de risque qu'une personne qui fait des appels de très courte durée.

Tableau 11 : Estimation de la probabilité d'avoir au moins une infraction au code de la sécurité routière par mois à l'aide du modèle logistique selon la fréquence d'utilisation du téléphone mobile (modèle I), les variables d'exposition au risque (modèle II) et les deux combinés (modèle III), chez les seuls utilisateurs du téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Variables explicatives	Probabilité d'avoir au moins une infraction					
	Modèle I		Modèle II		Modèle III	
	RR	Intervalle de confiance à 95%	RR	Intervalle de confiance à 95%	RR	Intervalle de confiance à 95%
Âge						
16 - 24 ans	1,92***	[1,35 ; 2,72]	2,03***	[1,41 ; 2,91]	1,78***	[1,24 ; 2,57]
25 - 34 ans	1,20	[0,94 ; 1,53]	1,22	[0,95 ; 1,56]	1,09	[0,85 ; 1,40]
35 - 44 ans	0,97	[0,78 ; 1,22]	1,01	[0,80 ; 1,27]	0,92	[0,73 ; 1,16]
45 - 54 ans	0,99	[0,79 ; 1,24]	0,99	[0,79 ; 1,25]	0,96	[0,76 ; 1,20]
55 - 64 ans	1		1		1	
Fréquence d'utilisation						
Nombre d'appels faits/mois						
Moins de 10	1				1	
10 - 19	1,10	[0,78 ; 1,55]			1,08	[0,76 ; 1,54]
20 - 29	1,32	[0,95 ; 1,85]			1,28	[0,91 ; 1,79]
30 - 39	1,17	[0,81 ; 1,70]			1,10	[0,76 ; 1,60]
40 - 49	1,48**	[1,03 ; 2,14]			1,35	[0,94 ; 1,96]
50 - 64	1,30	[0,90 ; 1,88]			1,11	[0,76 ; 1,62]
65 - 79	1,73***	[1,20 ; 2,50]			1,54**	[1,06 ; 2,23]
80 - 99	1,53**	[1,06 ; 2,21]			1,34	[0,92 ; 1,94]
100 - 134	1,32	[0,91 ; 1,92]			1,14	[0,78 ; 1,66]
135 - 174	2,00***	[1,37 ; 2,91]			1,64**	[1,12 ; 2,40]
175 - 224	1,91***	[1,29 ; 2,84]			1,57**	[1,06 ; 2,34]
225 et plus	1,97***	[1,33 ; 2,91]			1,53**	[1,03 ; 2,28]
Nombre d'appels reçus/mois						
Aucun	1				1	
1 - 4	1,21	[0,84 ; 1,73]			1,25	[0,87 ; 1,79]
5 - 9	1,19	[0,78 ; 1,81]			1,25	[0,82 ; 1,89]
10 - 19	1,33	[0,87 ; 2,04]			1,34	[0,88 ; 2,05]
20 - 34	1,65**	[1,09 ; 2,51]			1,71**	[1,13 ; 2,59]
35 - 59	1,53*	[0,99 ; 2,37]			1,57**	[1,02 ; 2,41]
60 - 94	1,36	[0,87 ; 2,15]			1,40	[0,89 ; 2,19]
95 - 144	1,38	[0,87 ; 2,20]			1,40	[0,88 ; 2,21]
145 et plus	1,67**	[1,03 ; 2,69]			1,63**	[1,03 ; 2,60]
Durée d'un appel reçu						
Moins de 30 secondes	1				1	
30 - 59 secondes	0,74*	[0,53 ; 1,04]			0,73*	[0,52 ; 1,01]
60 - 89 secondes	0,79	[0,57 ; 1,09]			0,75*	[0,54 ; 1,03]
90 - 119 secondes	0,88	[0,64 ; 1,22]			0,83	[0,60 ; 1,14]
120 - 149 secondes	0,90	[0,65 ; 1,26]			0,85	[0,62 ; 1,18]
150 - 209 secondes	1,04	[0,75 ; 1,43]			0,98	[0,71 ; 1,35]
Plus de 210 secondes	0,86	[0,62 ; 1,19]			0,83	[0,60 ; 1,14]

Tableau 11 : Estimation de la probabilité d'avoir au moins une infraction au code de la (suite) sécurité routière par mois à l'aide du modèle logistique selon la fréquence d'utilisation du téléphone mobile (modèle I), les variables d'exposition au risque (modèle II) et les deux combinés (modèle III), chez les seuls utilisateurs du téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Variables explicatives	Probabilité d'avoir au moins une infraction					
	Modèle I		Modèle II		Modèle III	
	RR	Intervalle de confiance à 95%	RR	Intervalle de confiance à 95%	RR	Intervalle de confiance à 95%
Variables d'exposition						
Utilisation de la voiture dans le cadre du travail						
Oui			1,28***	[1,08 ; 1,52]	1,19**	[1,00 ; 1,42]
Non			1		1	
Kilométrage annuel						
1 - 10 000 km			1		1	
10 001 - 20 000 km			1,86***	[1,30 ; 2,66]	1,83***	[1,28 ; 2,61]
20 001 - 30 000 km			2,17***	[1,52 ; 3,08]	2,07***	[1,45 ; 2,94]
30 001 - 50 000 km			2,56***	[1,79 ; 3,65]	2,31***	[1,61 ; 3,31]
plus grand que 50 000 km			3,24***	[2,20 ; 4,78]	2,79***	[1,89 ; 4,13]
ne sais pas			2,99	[0,72 ; 12,43]	2,73	[0,63 ; 11,84]
Conduite après 20 heures						
5 fois par semaine ou plus			1,55***	[1,25 ; 1,92]	1,49***	[1,20 ; 1,85]
2 à 4 fois par semaine			1,19*	[0,97 ; 1,46]	1,16	[0,95 ; 1,43]
0 à 1 fois par semaine			1		1	
Manipulation de la radio, cassettes ou CD en conduisant						
très souvent ou souvent			1,28***	[1,11 ; 1,48]	1,26***	[1,09 ; 1,45]
rarement ou jamais			1		1	

Niveau de signification: * 10% ** 5% *** 1%

Il y a trois variables d'exposition qui figurent dans le modèle II. Le kilométrage annuel ainsi que la manipulation de la radio, de cassettes ou de CD contribuent à faire augmenter le risque d'avoir au moins une infraction, tandis que l'écoute de la radio en conduisant fait diminuer de 53% le risque comparativement au groupe de référence qui écoute rarement ou même jamais la radio. Les utilisatrices qui roulent plus de 30 000 km par année sont 2,60 fois plus à risque que celles qui font un kilométrage annuel se chiffrant à moins de 10 000 km. Les femmes qui sont titulaires d'un téléphone mobile et qui manipulent la radio ou les cassettes ou les disques compacts de façon fréquente ont 71% plus de risque d'obtenir au moins une infraction au code de la sécurité routière.

En combinant ensemble les variables concernant la fréquence d'utilisation du téléphone mobile et les variables d'exposition (modèle I et II), les faits saillants de l'analyse (modèle III) sont, dans l'ordre d'importance, les variables suivantes : le nombre d'appels faits, la durée d'un appel reçu, le kilométrage annuel et la manipulation de la radio, de cassettes ou de disques compacts en conduisant. La durée d'un appel fait et l'écoute de la radio en conduisant ne sont plus statistiquement significatifs.

Lorsque nous comparons la durée d'un appel reçu entre les sexes, nous constatons que le risque d'avoir au moins une infraction augmente chez les seules utilisatrices tandis que ce dernier diminue chez les seuls utilisateurs.

Tableau 12 : Estimation de la probabilité d'avoir au moins une infraction au code de la sécurité routière par mois à l'aide du modèle logistique selon la fréquence d'utilisation du téléphone mobile (modèle I), les variables d'exposition au risque (modèle II) et les deux combinés (modèle III), chez les seules utilisatrices du téléphone mobile, pour la période de août 1998 à décembre 1999.

Variables explicatives	Probabilité d'avoir au moins une infraction					
	Modèle I		Modèle II		Modèle III	
	RR	Intervalle de confiance à 95%	RR	Intervalle de confiance à 95%	RR	Intervalle de confiance à 95%
Fréquence d'utilisation						
Nombre d'appels faits/mois						
Moins de 10	1				1	
10 - 19	2,13*	[0,87 ; 5,22]			2,20*	[0,90 ; 5,38]
20 - 29	2,40*	[0,97 ; 5,96]			2,54**	[1,04 ; 6,22]
30 - 44	1,33	[0,51 ; 3,47]			1,38	[0,54 ; 3,54]
45 - 64	2,14	[0,84 ; 5,46]			2,17	[0,85 ; 5,50]
65 - 104	2,31*	[0,90 ; 5,91]			2,21*	[0,86 ; 5,67]
105 et plus	2,39*	[0,97 ; 5,88]			2,14*	[0,87 ; 5,25]
Durée d'un appel fait						
Moins de 45 secondes	1					
45 - 74	1,38	[0,57 ; 3,37]				
75 - 104	2,07*	[0,89 ; 4,85]			La variable n'est plus statistiquement significative	
105 - 149	1,81	[0,76 ; 4,31]				
150 - 209	2,20*	[0,88 ; 5,50]				
210 et plus	1,73	[0,61 ; 4,86]				
Durée d'un appel reçu						
Moins de 30 secondes	1				1	
30 - 59 secondes	2,45***	[1,25 ; 4,78]			2,28**	[1,17 ; 4,44]
60 - 89 secondes	1,43	[0,70 ; 2,93]			1,36	[0,68 ; 2,73]
90 - 119 secondes	1,75	[0,85 ; 3,60]			1,77	[0,88 ; 3,58]
120 - 149 secondes	1,66	[0,76 ; 3,62]			1,68	[0,78 ; 3,64]
150 - 209 secondes	2,28**	[1,09 ; 4,80]			2,31**	[1,13 ; 4,74]
Plus de 210 secondes	2,41**	[1,21 ; 4,81]			2,29**	[1,20 ; 4,39]
Variables d'exposition						
Kilométrage annuel						
1 - 10 000 km			1		1	
10 001 - 20 000 km			0,95	[0,56 ; 1,61]	0,89	[0,52 ; 1,52]
20 001 - 30 000 km			1,92**	[1,14 ; 3,22]	1,66*	[-0,03 ; 1,04]
plus grand que 30 000 km			2,60***	[1,50 ; 4,52]	2,11***	[1,21 ; 3,69]
ne sais pas			0,58	[0,08 ; 4,05]	0,48	[0,07 ; 3,26]
Écoute de la radio en conduisant						
très souvent ou souvent			0,47*	[0,19 ; 1,12]	La variable n'est plus statistiquement significative	
rarement ou jamais			1			
Manipulation de la radio, cassettes ou CD en conduisant						
très souvent ou souvent			1,71***	[1,15 ; 2,55]	1,42*	[0,97 ; 2,10]
rarement ou jamais			1		1	

Niveau de signification: * 10% ** 5% *** 1%

B) Impact de l'usage du téléphone cellulaire sur les infractions au code criminel et les suspensions de permis de conduire. Le texte suivant est tiré principalement d'un texte préliminaire écrit par José René Ramírez Rivera.

Au cours de la période du premier janvier 1995 au 31 décembre 1999, nous comptons 114 infractions au Code criminel et 661 suspensions du permis de conduire suite à des infractions au code criminel et par l'accumulation de points d'inaptitude. Sur les 114 infractions, il y en a 105 chez les hommes et 9 chez les femmes. Quant aux 661 suspensions, 628 touchent les hommes et seulement 33 les femmes. Le tableau suivant présente la répartition des 114 infractions au Code criminel.

Tableau de fréquences sur la nature des infractions au Code criminel, 1995-1999

Nature de l'infraction	Fréquence	%	Fréquence Cumulative	Pourcentage Cumulatif
cgalcool	95	83.33	95	83.33
cgconaff	11	12.28	109	95.61
ralcoolt	1	3.51	113	99.12
cdmort	1	0.88	114	100.00

- cgalcool : conduite ou garde d'un véhicule avec un taux d'alcool supérieur à 80 milligrammes par 100 millilitres de sang ;
- cgconaff : conduite ou garde d'un véhicule pendant que la capacité de conduire est affaiblie ;
- ralcoolt : refus de subir l'alcootest ou de fournir un échantillon de sang ;
- cdmort : conduite dangereuse causant la mort.

Le tableau suivant présente les taux d'infractions pour 1000 personnes, pour chaque année et pour les deux cohortes séparées. Nous remarquons que pour les deux cohortes, il y a une décroissance dans la période à l'étude. Les taux d'infraction sont toujours plus élevés chez les utilisateurs.

Taux d'infraction au Code criminel pour 1000 personnes.

	Non-utilisateurs			Utilisateurs		
Année	Nombre	Taille de la cohorte	Taux d'infraction	Nombre	Taille de la cohorte	Taux d'infraction
1995	29	28 924	1.00‰	9	5 311	1.70‰
1996	18	27 944	0.64‰	9	6 856	1.31‰
1997	8	26 504	0.30‰	10	8 856	1.13‰
1998	13	24 785	0.53‰	8	10 930	0.73‰
1999	6	23 049	0.26‰	4	13 029	0.31‰

D'autres résultats nous indiquent que le nombre d'infractions est plus élevé chez les groupes plus jeunes (16-24 ans et 25-34ans) et qu'il y a très peu de récidivistes, seulement 2 en 1995 et 1 en 1999.

Quant aux suspensions, le tableau suivant présente les taux pour les deux cohortes. Nous avons une décroissance des suspensions dans la période étudiée. Chez les non-utilisateurs le taux décroît de 4,56 pour mille en 1995 jusqu'à 1,74 pour mille en 1999 et chez les utilisateurs de 7,72 pour mille en 1995 jusqu'à 2,61 pour mille en 1999. Ces chiffres nous disent aussi que ce sont toujours les utilisateurs qui ont plus de suspensions comparativement aux non-utilisateurs.

Taux de suspension du permis de conduite pour 1000 personnes.

	Non-utilisateurs			Utilisateurs		
Année	Nombre	Taille de la cohorte	Taux de suspension	Nombre	Taille de la cohorte	Taux de suspension
1995	132	28 924	4.56‰	41	5 311	7.72‰
1996	108	27 944	3.87‰	46	6 856	6.71‰
1997	103	26 504	3.89‰	45	8 856	5.08‰
1998	53	24 785	2.14‰	59	10 930	5.40‰
1999	40	23 049	1.74‰	34	13 029	2.61‰

En faisant l'analyse de covariance en prenant comme variable expliquée le taux de suspension et comme covariable le temps, nous trouvons qu'il n'y a pas une hétérogénéité entre les pentes des deux courbes (Figure 1). Le test n'est pas significatif avec une valeur-p égale à 0.1779 (tableau suivant). Dans ce cas, à cause de l'homogénéité entre les pentes, nous pouvons interpréter les résultas du test obtenus pour l'année et pour l'effet d'utiliser un téléphone cellulaire ou non. Pour l'effet année, nous constatons une valeur-p égale à 0.0004, donc nous pouvons conclure qu'il y a un effet année. Pour l'utilisation d'un téléphone ou pas, nous avons un effet significatif avec une valeur-p égale à 0.0081, les utilisateurs ont donc des taux de suspensions significativement plus élevés que les non-utilisateurs.

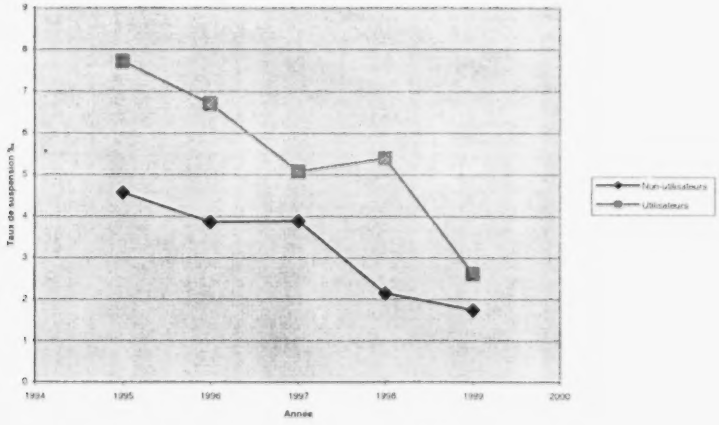


Figure 1 Taux de suspension du permis pour 1000 personnes

Analyse de covariance

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
cell	1	5.60183251	5.60183251	15.15	0.0081
an	1	17.88886125	17.88886125	48.38	0.0004
an*cell	1	0.86062707	0.86062707	2.33	0.1779

Tout comme les infractions au Code criminel, les suspensions sont plus nombreuses chez les jeunes que chez les plus âgés. Il y a aussi davantage d'hommes ayant une suspension que de femmes puisque les 661 suspensions ont été reçues par 516 personnes différentes dont 484 hommes et 32 femmes. La distinction entre les utilisateurs et les non-utilisateurs est présente tant du côté des infractions au Code criminel que du côté des suspensions du permis de conduire, les utilisateurs étant davantage présents dans ces deux types de sanctions. Il faut aussi prendre note du fait qu'une infraction liée à l'alcool entraînait souvent une suspension automatique de 15 jours (maintenant augmentée à 30 jours), qui était suivie normalement par une condamnation plus longue imposée par un juge.

Conclusion

Il est intéressant de constater qu'il y a une grande similitude entre les résultats que nous obtenons en comparant les infractions des utilisateurs(trices) et non-utilisateurs(trices) et les résultats obtenus auparavant en comparant les risques d'accidents chez les utilisateurs(trices) et les non-utilisateus(trices). Plusieurs études mentionnent qu'il y a un rapprochement à faire entre les infractions et les accidents, les infractions étant souvent considérées comme un « proxy » des accidents ; les personnes ayant plus d'infractions ont ultérieurement un risque d'accidents plus élevé. Il est toutefois plus difficile d'expliquer pourquoi il y a un plus grand nombre d'infractions chez les utilisateurs(trices) que chez les non-utilsateurs(trices). Une distraction causée par la manipulation d'un téléphone mobile ou lors d'une discussion peut entraîner une perte de contrôle du véhicule, un allongement de la distance d'arrêt, etc. mais comment expliquer que l'utilisation du téléphone puisse générer un plus grand nombre d'infractions et ce, tout en contrôlant pour les variables d'exposition au risque tel que le kilométrage ?

En plus d'avoir évaluer le risque relatif d'infraction des utilisateurs et des non-utilisateurs, une mesure entre la durée des appels et l'augmentation des infractions a aussi été réalisée. Dans plusieurs cas, cette relation est significative et renforce le lien entre l'utilisation du téléphone et les infractions. Par exemple, les utilisateurs qui ont des conversations d'une durée moyenne qui se situe entre 65 et 210 secondes ont des risques relatifs qui oscillent entre 1,45 et 1,72 avec un niveau de signification de 1%. Les risques relatifs sont supérieurs à 1 pour les utilisateurs ayant des appels durant en moyenne entre 45 et 64 ainsi que 210 secondes et plus. Cependant, ces derniers ne sont pas significativement différents de 1. Ils se comparent au groupe de référence qui a une durée moyenne d'appel effectué inférieure à 45 secondes.

Les infractions au Code criminel et les suspensions du permis de conduite sont davantage présentes chez les utilisateurs que chez les non-utilisateurs du téléphone mobile et il s'agit d'un type de sanction fortement masculin.

CHAPITRE III

Typologie des accidents selon les deux cohortes. (Volet 2)

Auteurs : Robert Latour, Youssef Lambaraa, François Bellavance,
Stéphane Messier, Claire Laberge-Nadeau

CHAPITRE III

Typologie des accidents selon les deux cohortes. (Volet 2)

Auteurs : Robert Latour, Youssef Lambaraa[1], François Bellavance, Stéphane Messier, Claire Laberge-Nadeau

INTRODUCTION

L'étude fait suite à un projet de recherche intitulé "Les téléphones mobiles/cellulaires et le risque d'accidents" réalisé par Laberge-Nadeau et al. (2001). Dans une étude publiée en 2001, le National Highway Traffic Safety Administration montre que 25% des accidents sont causés par l'inattention des conducteurs. D'où le lien que l'on serait tenté de faire avec le téléphone cellulaire qui prend nécessairement une partie de la concentration du conducteur. Notre volet de recherche concerne la typologie des accidents des utilisateurs et non-utilisateurs du téléphone mobile. Son objectif est d'examiner les accidents dans le but de déceler une typologie pouvant être reliée à l'utilisation du téléphone mobile. Autrement dit, s'il existe une relation entre l'utilisation du cellulaire et les types d'accidents, nous souhaiterions pouvoir caractériser ces types (Figure 1).

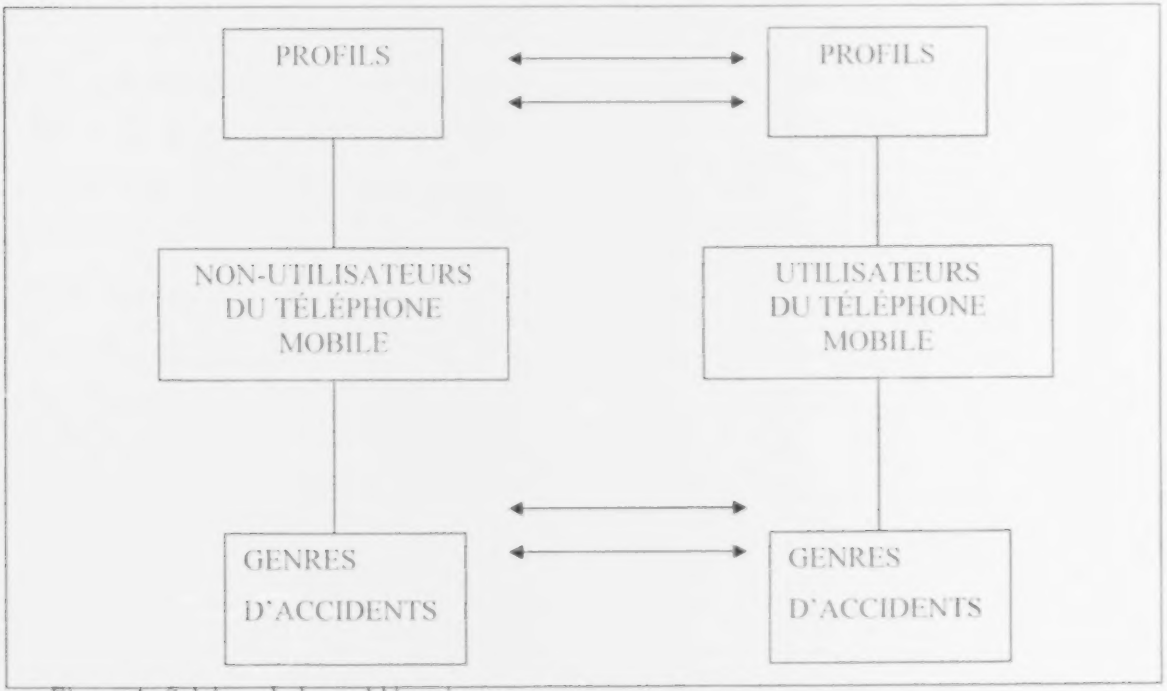


Figure 1: Schéma de la problématique.

[1] Le texte portant sur le volet 2 provient en grande partie d'un texte écrit par Y. Lambaraa (maîtrise).

Le terme *typologie* trouve son origine dans le mot grec *tupos* qui veut dire *caractère*, *modèle*, et *logos* qui signifie *discours*. Dans notre recherche, il s'agit en fait de déceler une typologie des accidents qui pourrait être reliée à l'utilisation du téléphone cellulaire. L'examen de la documentation a permis de montrer qu'un faible nombre d'études ont été consacrées à l'élaboration d'une typologie des accidents pour caractériser un conducteur.

MÉTHODOLOGIE DE NOTRE ÉTUDE

Afin d'effectuer un choix de méthode(s), nous présentons dans les paragraphes qui suivent nos besoins méthodologiques.

Définition des besoins méthodologiques

Notre objectif est d'examiner les accidents dans le but de déceler une typologie pouvant être reliée à l'utilisation du téléphone mobile. Nous voudrions pouvoir déterminer si les deux cohortes se différencient dans leur manière d'avoir des accidents, si les accidents des utilisateurs de téléphone mobile sont plus graves que ceux des non-utilisateurs, si ces accidents incorporent plus de décédés, plus de blessés graves, plus de véhicules impliqués dans l'accident au total. Les accidents des utilisateurs du téléphone mobile sont-ils caractérisés par des routes à haute vitesse limitée (Redelmeier et Tibshirani, 1997), par un mouvement du véhicule particulier (tout droit, virage à droite, virage à gauche, etc..), par un genre d'accident (capotage, sortie de route sans collision, position latérale sur la route (Brookhuis, 1991)) ? Notre étude comprend essentiellement quatre étapes précédées d'une étape de préparation des données. Chacune de ces étapes essaie de répondre à un objectif particulier.

Étape préliminaire :

Cette étape consiste dans un premier temps à préparer les données de manière à pouvoir distinguer les accidents des utilisateurs de téléphone mobile des accidents des non-utilisateurs. Dans un deuxième temps, nous effectuons des opérations sur les variables pour les rendre directement utilisables dans nos analyses. À l'issue de cette étape, nous tentons de répondre à la question : quelles sont les variables caractéristiques de la variable nominale « Avoir ou non un téléphone mobile » parmi celles

dont nous disposons ? Cela représente en quelque sorte un travail préliminaire aux étapes qui suivent, une sorte de « débroussaillage » des données brutes.

Étape 1 :

Nous constituons, pour chaque cohorte prise séparément, des facteurs et des classes d'accidents caractéristiques du fait d'utiliser ou non un téléphone mobile.

Étape 2 :

Afin de vérifier si nous avons une certaine stabilité dans les facteurs et les classes d'accidents obtenus dans l'étape 1, nous considérons l'ensemble des accidents.

Étape 3 :

Cette avant-dernière étape consiste à comparer les classes d'accidents obtenues pour les utilisateurs du téléphone mobile aux classes d'accidents des non-utilisateurs.

Étape 4 :

Une fois les facteurs et les classes obtenus pour chaque cohorte et pour l'ensemble des accidents, nous tentons de décrire ou d'illustrer ces classes et facteurs à l'aide des variables dites illustratives ; illustratives dans la mesure où elles n'entrent pas dans la structure d'analyse proprement dite.

La difficulté de cette analyse exploratoire réside dans le caractère itératif de la recherche. Car il n'est pas sûr de pouvoir trouver dès les premiers essais des facteurs et des classes d'accidents qui satisfassent à nos objectifs.

Données brutes et variables disponibles

Nous présentons tout d'abord la population étudiée à partir de laquelle a été sélectionné l'échantillon, pour ensuite dégager les variables que nous avons retenues dans notre étude.

A partir du fichier des accidents mis à la disposition des chercheurs par la SAAQ pour la période du 1er janvier 1996 au 31 août 2000. Ces données sont issues des rapports de police qui enregistrent des informations diverses sur la victime de l'accident, sur le véhicule impliqué et sur les conditions de l'accident. Les informations sur 5 018 accidents sont disponibles pour les 36 079 répondants qui ont accepté de signer la lettre de consentement permettant d'obtenir ces informations de la SAAQ.

Variables disponibles

À partir du fichier des accidents de la SAAQ, nous disposons des variables nous informant sur la victime de l'accident, sur le véhicule impliqué et sur les conditions dans lesquelles ont eu lieu l'accident. Ces variables sont regroupées dans le tableau 1 ci-dessous avec des précisions sur leur nature qualitative ou quantitative et sur le nombre de modalités c'est-à-dire le nombre de catégories entrant dans la codification de la variable.

Tableau 1 : Les variables selon la victime, le véhicule impliqué et les conditions de l'accident

Variables disponibles dans le fichier accidents de la SAAQ	**Nature des variables**	**Nombre de modalités**
Variables concernant la victime de l'accident :		
• l'âge du titulaire en octobre 1999	Quantitative	-
• le sexe du titulaire	Qualitative-Nominale	2
• l'expérience du conducteur à octobre 1999 obtenue à partir de la date d'émission du premier permis de conduire de classe 5	Quantitative	-
Variables concernant le véhicule impliqué dans l'accident :		
• type de véhicule	Qualitative-Nominale	15
• type d'utilisation	Qualitative-Nominale	14
Variables concernant les conditions dans lesquelles a eu lieu l'accident :		
• date de l'accident	-	-
• heure de l'accident	-	-
• genre d'accident- collision (véhicule routier, piéton, train, etc...) ou sans collision (capotage, etc…)	Qualitative-Nominale	17
• nombre de véhicules impliqués dans l'accident	Quantitative	-
• nombre de blessés légers	Quantitative	-
• mouvement des véhicules (circulait tout droit, tournait à droite, etc…)	Qualitative-Nominale	22
• vitesse maximale autorisée	Qualitative-Nominale	12
• code d'impact de l'accident	Qualitative-Nominale	18
• gravité de l'accident	Qualitative-Nominale	5

L'autre source de données en l'occurrence les données issues du questionnaire nous permet d'identifier les individus qui utilisent un téléphone mobile. Nous disposons également de la fréquence d'utilisation du téléphone mobile et de la période d'abonnement.

Procédure pour la distinction entre les accidents des utilisateurs et ceux des non-utilisateurs du téléphone mobile

Nous arrêtons la période d'étude au 31 décembre 1999, date à laquelle a été soumis le questionnaire aux personnes interviewées. Le fichier ACCIDENTS comporte à l'occasion plus d'un accident pour une personne interviewée. Pour des raisons pratiques, nous ne retenons, s'il y a lieu, qu'un seul accident par conducteur soit le dernier accident survenu dans la période du 1er janvier 1996 au 31 décembre 1999. Une fois considéré un seul accident par individu, nous avons 3 919 observations. Nous souhaitons pouvoir isoler les utilisateurs des non-utilisateurs de téléphone mobile. Les utilisateurs de téléphone mobile doivent avoir un abonnement avec une compagnie de téléphonie au moins depuis la date de leur accident. Pour opérer cette distinction, nous considérons trois instants pour les répondants ayant eu un accident:

q : date de réponse au questionnaire ;

a : date de l'accident le plus récent ;

b : date de l'abonnement au téléphone mobile, déduit de la question : « Depuis combien de temps utilisez-vous un téléphone mobile? »

(si le répondant n'est pas abonné au moment du questionnaire on considère b>q).

Nous distinguons trois situations :

A. b<a<q l'individu est abonné au moment de l'accident ;
B. l'individu n'a jamais été abonné au téléphone mobile ;
C. a<b<q l'individu n'est pas abonné au moment de l'accident.

Nous retenons la partie A comme la cohorte des accidents des utilisateurs du téléphone mobile et les parties B et C comme celle des accidents des non-utilisateurs du

téléphone mobile. La catégorie A est constituée de 1 145 accidents alors que celle des non-utilisateurs de téléphone mobile en regroupe 2 751, soit un total de 3 896 accidents. La différence de 23 accidents est constituée des accidents des personnes qui ont déclaré avoir un téléphone mobile au moment de l'enquête mais n'ont pas précisé depuis combien de temps ils l'utilisaient. On ne peut donc savoir si le répondant était abonné ou non au moment de l'accident.

Transformations des variables

Il s'agit dans cette partie d'effectuer le codage des variables continues, des variables qualitatives et de créer des nouvelles variables.

Codage des variables continues

Les variables continues disponibles ont été codées par classes en tenant compte des tableaux de fréquences. Ce codage permet de résoudre des problèmes liés à des variables dont les distributions sont très irrégulières. En effet, si un élément a une valeur très éloignée des valeurs des autres éléments, il agit de manière très forte sur les coefficients de corrélation et un codage qualitatif l'atténue. À cette fin, nous avons transformé les variables continues de manière à obtenir pour chacune d'elles des classes d'effectifs les plus égaux possibles plutôt que des intervalles de même amplitude (Escofier et Pagès, 1998). Le tableau 2 ci-après donne un aperçu des variables transformées avec leurs modalités respectives :

Tableau 2 : les variables qualitatives obtenues à partir des variables continues

Variable codée	**Nouvelles modalités ou classes**
• L'âge du titulaire en octobre 1999	➢ [16-24] ; [25-44] ; [45-54] ; [55-64].
• L'expérience du conducteur à octobre 1999	➢ [0–6[; [6–10[; [10–15[; [15–20[; 20 ans et plus.
• Durée d'abonnement au téléphone mobile	➢ [0–3[; [3–5 [; [5–8[; 8 ans et plus.
• Nombre de véhicules impliqués dans l'accident	➢ 1 seul véhicule ; 2 véhicules ; Plus de 2 véhicules.
• Nombre de blessés légers ;	➢ Pas de blessé léger ; Un blessé léger ou plus ; Autres[2],

[2] La modalité « Autres » regroupe les blessés gravement (2,1%) et les personnes décédées (0,1%) avec 3 cas d'accidents où il y a eu des personnes gravement blessées et des décédés.

Tableau 3: Modalités, effectifs et pourcentages pour la variable «Code d'impact».

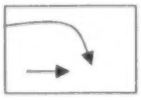
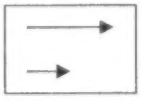
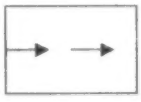
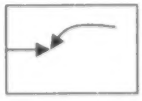
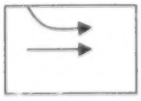
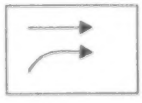
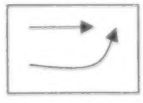
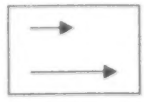
Intitulé des modalités pour la variable « Code d'impact »	Croquis représentatif	Effectif	Pourcentage
0. Pas de réponse		1170	30,0
1. Les deux véhicules se dirigent dans le même sens : l'impact se produit lorsque celui circulant du côté gauche effectue un virage vers sa droite pour s'engager dans une direction différente.		235	6,0
2. Les deux véhicules se dirigent dans le même sens : l'impact se produit lorsque l'un frôle l'autre en le dépassant par la gauche ou en changeant de voie de gauche à droite.		62	1,6
3. Les deux véhicules se dirigent dans le même sens : l'impact se produit lorsque l'un s'approche de l'autre en venant par l'arrière.		552	14,2
4. Les deux véhicules se dirigent dans des sens inverses : l'impact se produit lorsque l'un des deux effectue un virage vers sa gauche pour s'engager dans une direction différente.		109	2,8
5. Les deux véhicules se dirigent l'un vers l'autre dans des directions qui se croisent : l'impact se produit lorsque celui venant du côté gauche effectue un virage vers sa gauche pour s'engager sur la même chaussée et dans le même sens que l'autre véhicule.		21	0,5
6. Les deux véhicules se dirigent l'un vers l'autre dans des directions qui se croisent : l'impact se produit lorsque celui venant du côté droit effectue un virage vers sa droite pour s'engager sur la même chaussée et dans le même sens que l'autre véhicule.		24	0,6
7. Les deux véhicules se dirigent dans le même sens : l'impact se produit lorsque celui circulant à droite effectue un virage vers sa gauche.		43	1,1
8. Les deux véhicules se dirigent dans le même sens : l'impact se produit lorsque l'un frôle l'autre en le dépassant par la droite ou en changeant de voie de droite à gauche.		197	5,1

Tableau 4 : Modalités, effectifs et pourcentages pour la variable «Code d'impact» (suite).

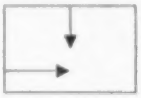
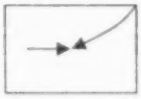
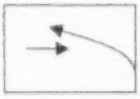
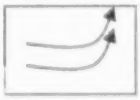
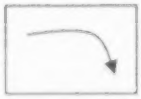
Intitulé des modalités pour la variable « Code d'impact »	Croquis représentatif	Effectif	Pourcentage
9. Les deux véhicules se dirigent l'un vers l'autre dans des directions qui se croisent : l'impact se produit lorsque les deux véhicules s'engagent dans l'intersection sans changer de direction.		664	17,1
10. Les deux véhicules se dirigent dans des sens inverses : l'impact se produit lorsque l'un s'approche de l'autre en venant de l'avant (collision frontale).		36	0,9
11. Les deux véhicules se dirigent l'un vers l'autre dans des directions qui se croisent : l'impact se produit lorsque celui venant du côté gauche effectue un virage vers sa droite pour s'engager sur la même chaussée et en sens inverse de l'autre véhicule.		12	0,3
12. Les deux véhicules se dirigent l'un vers l'autre dans des directions qui se croisent : l'impact se produit lorsque celui venant du côté droit effectue un virage vers sa gauche pour s'engager sur la même chaussée et en sens inverse de l'autre véhicule.		40	1,0
13. Les deux véhicules circulent côte à côte et effectuent simultanément un virage à gauche ; l'impact se produit lorsque les deux véhicules se touchent.		8	0,2
14. Les deux véhicules circulent côte à côte et effectuent simultanément un virage à droite; l'impact se produit lorsque les deux véhicules se touchent.		7	0,2
15. Véhicule seul quittant la chaussée vers la gauche.		41	1,1
16. Véhicule seul quittant la chaussée vers la droite.		49	1,3
17. Pour tous les accidents impliquant un seul véhicule dont le code d'impact est différent des codes 15 ou 16.		161	4,1
18. Pour tous les accidents impliquant plus d'un véhicule dont le code d'impact est différent des codes 01 à 14.		465	11,9

Tableau 5 : Modalités, effectifs et pourcentages pour la variable «Nombre de blessés légers».

Modalités pour la variable «Nombre de blessés légers»	Effectifs	Pourcentages
0	2993	76,8
1	631	16,2
2	183	4,7
3	59	1,5
4	24	0,6
5	2	0,1
6	4	0,1

En observant les deux tableaux précédents, le lecteur comprendra aisément les regroupements nécessaires que nous avons dû opérer sur les modalités pour non seulement obtenir un nombre raisonnablement restreint de modalités mais aussi pour que ces dernières puissent avoir des effectifs sensiblement égaux dans la mesure du possible. Le tableau 6 présente les variables qualitatives pour lesquelles nous avons effectué une réduction de modalités :

Tableau 6 : les variables qualitatives obtenues après la réduction des modalités

Variable codée	**Nouvelles modalités ou classes**
• Type de véhicule	➢ Automobile ; Autres
• Type d'utilisation	➢ Promenade ; Utilisation commerciale ; Autres/ Non précisé
• Genre d'accident- Collision (véhicule routier, piéton, Train, etc..) ou sans collision (capotage, etc…)	➢ Véhicule routier ; Autres/ Non précisé
• Mouvement des véhicules	➢ Circulait tout droit ; Immobilisé ; En mouvement ; Autres/Non précisé
• Gravité de l'accident	➢ Dommages corporels ;

	Dommages matériels seulement ;
• Code d'impact de l'accident	➢ Deux véhicules-même sens ; Deux véhicules-l'un vers l'autre-directions croisées ; Deux véhicules-sens inverse ; Un seul véhicule impliqué ; Autres-Plus d'un véhicule ; Pas de réponse

Création de nouvelles variables

Disposant de la date et de l'heure de l'accident, nous pouvons obtenir de l'information supplémentaire sur les conditions de luminosité, la saison et les périodes de déplacement.

Conditions de luminosité :

Des données obtenues sur les horaires de coucher et de lever de soleil pour la province de Québec, nous permettent d'observer les périodes de clarté et d'obscurité selon les mois de l'année. Nous pouvons ainsi déterminer si l'accident a eu lieu à la lumière du jour ou dans l'obscurité.

La saison :

Nous pouvons également déduire la saison durant laquelle s'est produit l'accident, et ce, à partir de la date fournie dans la base de données. Pour des raisons pratiques, nous arrêtons de manière tout à fait approximative les saisons comme suit avec quatre modalités :

Hiver : Décembre, janvier, février.

Printemps : Mars, avril, mai.

Été : Juin, juillet, août.

Automne : Septembre, octobre, novembre.

Les périodes de déplacements :

Nous envisageons la possibilité que la fréquence de déplacement soit différente selon que nous nous trouvons en fin, au début ou en milieu de semaine. Nous considérons trois modalités :

Le samedi et dimanche : les déplacements durant les fins de semaine.

Le lundi et vendredi : les déplacements durant le début et juste avant la fin de semaine.

Du mardi au jeudi : les déplacements durant le milieu de la semaine.

Le nombre d'accidents :

Nous retenons également la variable nombre d'accidents survenus dans la période du 1er janvier 1996 au 31 décembre 1999 car nous considérons qu'elle peut être importante au même titre que l'âge ou l'expérience de conduite pour décrire le profil des accidentés. La transformation et la création de nouvelles variables nous permet non seulement de raffiner l'information dont nous disposons mais également de la rendre adaptable aux méthodes statistiques que nous utilisons dans notre analyse.

Méthodes statistiques adoptées

L'étude que nous nous proposons de réaliser entre dans le cadre des analyses exploratoires car nous n'avons pas a priori d'idées précises sur les résultats. Les variables disponibles ne sont pas homogènes au niveau de leur nature. L'étape préliminaire consiste essentiellement à donner aux variables considérées le caractère homogène facilitant l'application d'une méthode statistique appropriée. Les besoins méthodologiques nous ont orientés vers une démarche en cinq étapes dont une étape préliminaire au cours de laquelle nous tentons de caractériser la variable utilisateur ou non de téléphone mobile par les modalités de toutes les variables retenues. Pour les étapes 1 et 2, nous procédons pour chacune d'elles à une analyse factorielle des correspondances suivie d'une classification ascendante hiérarchique. Dans les parties qui suivent nous présentons de manière succincte les différentes méthodes statistiques adoptées. La méthode de

classification ascendante hiérarchique nous permet de caractériser les classes pour les accidents des utilisateurs et des non-utilisateurs du téléphone mobile et pour l'ensemble des accidents, et ce, par le biais des facteurs obtenus à partir des variables actives.

Caractérisation de la variable utilisation du téléphone mobile

Dans une première étape, nous voulons déterminer les variables caractéristiques de la variable nominale avoir ou non un téléphone mobile. En réalité, ce que nous cherchons à caractériser, ce sont les groupes des accidents des utilisateurs de téléphone mobile et des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile. C'est en quelque sorte une phase exploratoire où nous tentons de déceler si certaines variables parmi celles que nous avons retenues peuvent être associées à l'utilisation ou non du téléphone mobile.

Désignons par k le groupe des n_k accidents des utilisateurs de téléphone mobile et par j une des modalités d'une des variables nominales caractérisantes. Notons respectivement par n_{jk} le nombre d'individus ayant la modalité j parmi les n_k individus de la classe k et par n_j le nombre d'individus ayant la modalité j. Le raisonnement et la procédure restent identiques pour le groupe des non-utilisateurs du téléphone mobile.

Il s'agit en fait de déterminer si la modalité j est significativement plus abondante ou moins abondante dans le groupe k que dans la population totale des accidents. L'abondance ou la carence de la modalité j est définie en comparant son pourcentage dans le $k^{ème}$ groupe, $\left(n_{jk}/n_k\right)$, à son pourcentage dans la population, $\left(n_j/n\right)$. Pour cela, nous effectuons un test statistique dans un contexte descriptif. Nous supposons que les n_k individus du groupe k sont tirés au hasard sans remise parmi la population totale n des accidents. L'hypothèse nulle H_0 est que les rapports $\left(n_{jk}/n_k\right)$ et $\left(n_j/n\right)$ sont égaux aux fluctuations aléatoires près.

Sous cette hypothèse, le nombre d'accidents du groupe k ayant la modalité j est une variable aléatoire X qui suit une loi hypergéométrique. Si nous considérons comme

succès le fait d'appartenir à la modalité j, n_{jk} est le nombre de succès observés dans un échantillon de taille n_k tiré au hasard et sans remise parmi la population totale des n accidents. On représente ainsi la probabilité critique d'obtenir une valeur X supérieure à n_{jk} :

$$p_k(j) = \text{Prob}\,(X \geq n_{jk}) \qquad \text{si} \left(\frac{n_{jk}}{n_k}\right) > \left(\frac{n_j}{n}\right)$$

$$p_k(j) = \text{Prob}\,(X \geq n_{jk}) \qquad \text{si} \left(\frac{n_{jk}}{n_k}\right) < \left(\frac{n_j}{n}\right)$$

Cette probabilité est utile pour ranger les modalités caractéristiques du groupe. Les modalités les plus typiques sont celles qui correspondent aux plus petites de ces probabilités critiques. Le fait que l'on obtienne des probabilités souvent faibles pousse à lui substituer la variable de Laplace-Gauss communément appelée valeur-test. Celle-ci est la valeur d'une variable normale centrée réduite qui a la même probabilité $p_k(j)$ d'être dépassée. Aux plus petites probabilités critiques correspondent donc les plus grandes valeurs-tests. Les modalités les plus caractéristiques du groupe considéré seront celles qui auront les plus grandes valeurs-tests.

Rappelons que notre étude se veut exploratoire. Nous entreprenons cette première étape uniquement pour avoir des indications sur les variables susceptibles d'être caractéristiques de la variable utilisateur ou non du téléphone mobile. Nous avons des objectifs plus indicatifs qu'inférentiels. Les hypothèses que nous avons précisées ont moins besoin d'être vérifiées. Nous sommes aussi conscients que l'effet entre la ou les modalités d'une variable considérée et la variable utilisateur ou non du téléphone mobile pourrait ne plus être aussi significatif si nous introduisons d'autres variables dans l'analyse. Mais cette première étape est en fait une occasion d'avoir une première idée sur d'éventuelles associations entre les variables que nous avons considérées.

L'analyse factorielle des correspondances et la classification hiérarchique ascendante

Dans les étapes 1 et 2 de notre démarche méthodologique, nous procédons à une analyse factorielle des correspondances que nous faisons suivre par une classification hiérarchique ascendante et ce, pour chaque cohorte prise séparément puis en prenant l'ensemble des accidents impliquant les utilisateurs et les non-utilisateurs du téléphone mobile. Dans cette section, nous présentons brièvement ces deux méthodes en précisant leurs principes et leur applicabilité.

L'analyse factorielle des correspondances

Une analyse factorielle sert à résumer et à ordonner l'information contenue dans un tableau de *n* lignes (les individus) et *p* colonnes (les variables). Les *n* individus sont décrits par un nuage de *p* variables. L'analyse en composantes principales appartenant à la famille des analyses factorielles s'applique principalement aux tableaux de variables quantitatives (données brutes, ratio, %, etc...). Il existe un autre type d'analyse dénommée « analyse factorielle des correspondances » (AFC). Cette méthode d'analyse s'applique exclusivement aux tableaux de contingence. L'AFC n'est pas une technique très répandue en Amérique du Nord. Très populaire en France, elle a été inventée par l'équipe de Jean-Paul Benzécri (Benzécri et al. , 1979 et 1984). Lorsque l'AFC porte sur plus de deux variables, on parle d'analyse des correspondances multiples (ACM). La nature des données dont nous disposons nous oriente vers l'utilisation de l'ACM. L'ACM s'applique aux tableaux disjonctifs complets avec des variables qualitatives. Chaque modalité des *p* variables devient une colonne et est codée en présence/absence (1 ou 0).

Résumer l'information :

L'information représentée par le nuage est en fait la dispersion des *n* points. Produire un résumé de cette information consiste à projeter ces points dans un espace de dimension inférieure à *p*. En effet, le but de l'analyse factorielle est de pouvoir réduire le nombre de variables tout en gardant une proportion maximale de variabilité essentielle à toute analyse statistique. Les axes de ce sous-espace sont dits « axes factoriels » ou

« facteurs ». Nous attendons de l'ACM qu'elle nous permette de capturer le maximum d'informations pertinentes et que le reste de l'information qui n'a pas été retenu dans l'analyse ne soit que du «bruit».

Ordonner l'information :

Les facteurs sont ordonnés selon un certain nombre d'axes factoriels que l'on fixera selon le critère que l'on aura choisi. On recherche les droites d'allongement maximum du nuage de points (celles qui sont les plus proches de tous les points simultanément). Chaque axe factoriel est défini par un vecteur dit vecteur propre. Ce dernier définit la direction du nuage d'informations. La part d'information prise par chaque vecteur propre est appelée valeur propre. Elle défini l'importance de l'axe factoriel. La première valeur propre est triviale, elle vaut 1 et ne sert pas à l'interprétation. Les autres sont inférieures à 1 et la plus grande d'entre elles désigne la variance du premier axe factoriel. La deuxième plus grande désignera la variance du deuxième axe factoriel, etc. La somme de toutes les valeurs propres mesure l'inertie totale du nuage. Le degré de différenciation introduit par un axe est d'autant plus grand que sa valeur propre est grande. Nous arrêtons le nombre de facteurs lorsque le gain d'inertie amené par un facteur supplémentaire n'est plus aussi important. Nous utilisons ainsi à ce niveau la méthode dite « du coude » consistant à chercher les paliers ou gains les plus importants en termes d'inertie amenés par un facteur supplémentaire. L'observation du tableau des valeurs propres nous permet de déterminer le nombre de facteurs.

À l'ACM on associe la notion de variables actives et de variables illustratives ou supplémentaires. L'ACM permet de trouver des sous-espaces de représentation des proximités pour déterminer un espace vectoriel. Elle repose sur des variables dites actives. L'ACM offre également la possibilité de positionner dans ces sous-espaces des variables qui n'ont pas contribué à l'analyse. Ces variables sont dites supplémentaires. Cette distinction faite entre les variables actives et les variables supplémentaires est analogue à celle entre les variables exogènes et endogènes dans les modèles de régression multiple. Une condition d'adaptabilité de l'ACM est que les variables actives doivent être homogènes non seulement dans leur nature mais également en termes de contenu. Les

variables supplémentaires ne sont pas soumises aux conditions d'homogénéité (Lebart, Morineau et Pilon, 1997). L'homogénéité du contenu est garantie dans la mesure où les variables que nous considérons comme actives sont liées directement aux accidents. Les variables supplémentaires sont celles qui sont liées aux conducteurs (l'âge, le sexe, l'expérience de conduite, nombre d'accidents et durée d'abonnement au téléphone mobile) et aux conditions dans lesquelles se sont déroulés les accidents (la luminosité, la saison, la période des déplacements et la saison). Le tableau 7 ci-dessous montre la distinction que nous avons effectuée entre les variables actives et les variables supplémentaires.

Tableau 7 : Distinction entre les variables actives et les variables supplémentaires.

Variables actives	**Nombre de modalités**	**Variables supplémentaires**	**Nombre de modalités**
Type de véhicule	2	Age du titulaire en octobre 1999	5
Type d'utilisation	3	Sexe du titulaire	2
Genre d'accident- Collision (véhicule routier, piéton, train, etc..) ou sans collision (capotage, etc..)	2	Expérience du conducteur à octobre 1999	5
Mouvement des véhicules	4	Nombre d'accidents depuis 1996	2
Gravité de l'accident	2	Conditions de luminosité	2
Code d'impact de l'accident	6	Saisons de l'accident	4
Nombre de véhicules impliqués dans l'accident	3	Périodes de déplacements	3
Nombre de blessés légers	3	Durée d'abonnement au téléphone mobile	5
Vitesse maximale autorisée	3		
Total	28	Total	28

Choix d'un algorithme de classification : la classification hiérarchique ascendante

Il revient au même d'effectuer une classification des individus (accidents dans notre cas) sur un ensemble de p variables (actives reliées aux accidents) ou sur un ensemble de p facteurs. En optant pour une analyse factorielle des correspondances, nous prenons en compte un sous-espace factoriel de dimension inférieure. En procédant ainsi, nous effectuons une sorte de lissage des données améliorant en général la partition en produisant des classes plus homogènes (Lebart, Morineau et Piron, 1997).

Choisir un algorithme de classification, c'est opter pour une procédure qui permettra de regrouper correctement des objets distincts dans des classes. Dans notre analyse typologique nous choisissons une classification hiérarchique ascendante. La procédure hiérarchique décompose les objets d'une base de données en classes hiérarchiquement emboîtées les unes dans les autres. La méthode ascendante est la méthode utilisée.

Au départ, chaque objet constitue une classe. Les premières classes sont obtenues en regroupant les objets les plus proches, puis les classes d'objets les plus proches, jusqu'à ce que l'on aboutisse à une seule classe. Il existe plusieurs algorithmes de classification hiérarchique dont le plus utilisé est l'algorithme de Ward parce qu'il privilégie la constitution de classes de même taille. Nous présentons brièvement le critère de Ward ou critère d'agrégation selon l'inertie.

Soient n objets (accidents) que nous désirons classer dans un espace à p dimensions (espaces des variables). Chaque point x_i , vecteur à p composantes, est muni d'une masse m_i . On note par m la masse totale du nuage de points avec $m = \sum_{1}^{n} m_i$

L'inertie totale du nuage de points se formule comme suit :

$I = \sum m_i \left| x_i - g \right|^2$ où $g = \frac{1}{m} \sum_{1}^{n} m_i x_i$ est le centre de gravité du nuage

S'il existe une partition de l'ensemble des éléments en s classes, la q^{eme} classe a pour masse $m_q = \sum_{i=1}^{n_q} m_i$ et pour centre de gravité $g_q = \frac{1}{m_q} \sum_{i=1}^{n_q} m_i x_i$ avec n_q : le nombre

d'éléments dans la classe q.

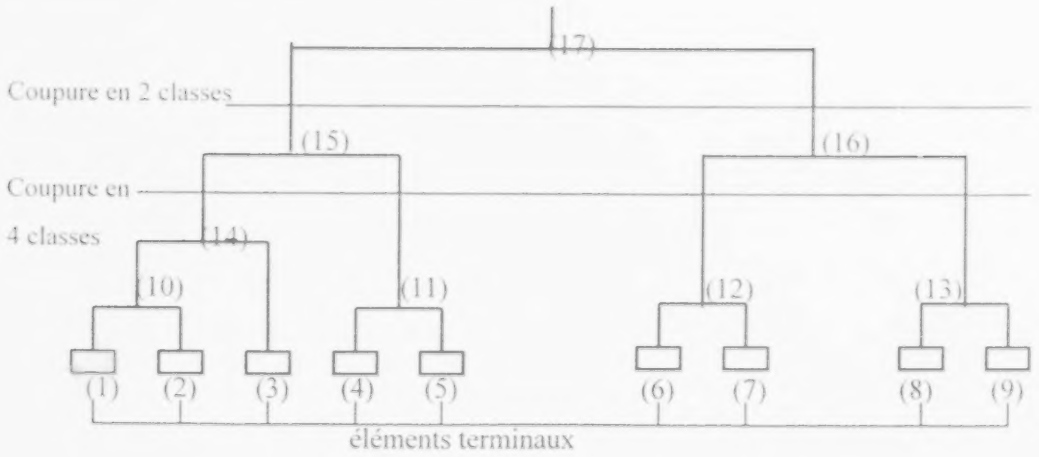
La décomposition de la quantité respectivement en inertie inter et intra-classes permet d'écrire :

$$I = \sum_{q=1}^{s} m_q \left| g_q - g \right|^2 + \sum_{q=1}^{s} \sum_{i=1}^{n_q} m_i \left| x_i - g_q \right|^2$$

Le critère de Ward consiste ainsi à faire varier le moins possible l'inertie intra-classes à chaque étape d'agrégation, ce qui revient à minimiser la perte d'inertie inter-classes résultant de l'agrégation de deux éléments. Lorsqu'un nœud est formé, on lui associe son indice de niveau, qui est ici la perte d'inertie occasionnée par la formation du nœud (Lebart, Morineau et Piron, 1997).

Il n'y a pas de règle stricte permettant de donner le nombre de classes. Cependant des représentations graphiques de la succession des regroupements appelés « dendogramme » peuvent constituer un critère permettant de choisir le nombre de classes. Le dendogramme comprend l'arbre hiérarchique et l'indice de fusion. Le premier est un schéma qui reproduit les objets classés alors que l'indice de fusion ou niveau d'agrégation est une échelle qui indique le niveau auquel les agglomérations sont effectuées. Plus l'indice de fusion est élevé, plus les classes formées sont hétérogènes (Thiétart et al., 1999).

Exemple d'arbre de classification ou dendogramme :



Les objets ou individus correspondent aux accidents dans notre étude. Par exemple, les objets 1, 2, 3, ..., 9 sont les éléments terminaux de l'arbre ou de la hiérarchie. Les classes 10, 11, 12, ..., 17 sont les nœuds de l'arbre. Les classes sont obtenues à la suite de regroupements de deux éléments terminaux ou non. Pour effectuer la classification, nous utiliserons les facteurs retenus de l'ACM qui résument l'information fournie par les variables dites actives liées directement aux accidents.

Une des grandes limites des analyses typologiques est liée au poids de la subjectivité du chercheur (Thiétart et al. , 1999). Bien que ce dernier puisse se baser sur des critères statistiques, il est seul à choisir le nombre de classes. Nous utilisons la méthode dite « du coude » consistant à observer l'histogramme des indices croissants de niveau et à couper au niveau pour lequel cet histogramme marque un pallier important (Lebart, Morineau et Piron, 1997).

Suite à la classification ascendante hiérarchique, il est possible d'obtenir des classes plus « stables » par consolidation faisant partie de la méthode de Ward. La consolidation consiste à réaffecter les éléments d'une classe à une autre classe dans le but d'améliorer l'homogénéité à l'intérieur des classes. Ce processus, qui s'arrête dès que l'accroissement de l'inertie inter-classes devient trop faible d'une itération à l'autre, s'effectue par des itérations successives à centres mobiles. Ces derniers sont initialement les centres de gravité des classes obtenues par coupure de l'arbre.

Pourquoi avoir choisi de jumeler les deux méthodes d'analyse des correspondances multiples et de classification hiérarchique ascendante ? Ces deux méthodes peuvent être considérées comme complémentaires dans le sens où réunies, elles facilitent la compréhension de la structure des données et fournissent des aides pratiques dans la phase d'interprétation des données. En fait les faiblesses d'une méthode sont compensées par les forces de l'autre. L'une des forces majeures de l'ACM est qu'elle nous permet d'éliminer les « bruits » qui parasitent notre perception.

Faiblesses de l'analyse en correspondances multiples:

- Difficultés d'interprétation des axes ou plans factoriels au-delà du plan factoriel : dans la mesure où lorsque l'on considère plus de deux axes, l'interprétation comme la représentation deviennent difficiles.
- Compression excessive de l'espace pouvant entraîner des distorsions importantes et des superpositions de points occupant des positions distinctes dans l'espace.
- Manque de robustesse (Thiétart et al. , 1999).

Forces de la classification hiérarchique ascendante:

- Les classes prennent en compte la dimension réelle du nuage de points. Les déformations sont donc corrigées.
- Les algorithmes de classification sont assez robustes.
- Allègement et description automatique des sorties graphiques (Thiétart et al. , 1999).

Dans ce chapitre, nous avons présenté les besoins méthodologiques pour répondre à notre question de recherche à savoir l'existence ou non d'une typologie des accidents reliée à l'utilisation du téléphone mobile. Nous avons décrit les méthodes statistiques retenues tout en soulignant leurs forces et leurs limites. Le chapitre suivant est consacré à l'analyse des résultats.

RÉSULTATS

Analyse descriptive

Les tableaux 8 et 9 montrent les fréquences des modalités pour les accidents des utilisateurs du téléphone mobile, les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile et pour l'ensemble des accidents.

Tableau 8 :Modalités, effectifs et pourcentages de l'ensemble des variables actives transformées.

Variables et modalités respectives	Ensemble		utilisateurs		non-utilisateurs	
	n	%	n	%	n	%
A. Variables actives						
Type de véhicule						
• Automobile	3115	80,0	847	74,0	2268	82,4
• Autres	781	20,0	298	26,0	483	17,6
Type d'utilisation						
• Promenade	3358	86,2	851	74,3	2507	91,1
• Utilisation commerciale	440	11,3	258	22,5	182	6,6
• Autres/ Non précisé	98	2,5	36	3,1	62	2,3
Genre d'accident						
• Véhicule routier	3139	80,6	911	79,6	2228	81,0
• Autres	757	19,4	234	20,4	523	19,0
Mouvement des véhicules						
• Circulait tout droit	1974	50,7	594	51,9	1380	50,2
• Immobilisé	753	19,3	217	19,0	536	19,5
• En mouvement	1053	27,0	291	25,4	762	27,6
• Autres/ Non précisé	116	3,0	43	3,8	73	2,7
Gravité de l'accident						
• Dommages corporels	956	24,5	291	25,4	665	24,2
• Dommages matériels seulement	2940	75,5	854	74,6	2086	75,8
Code d'impact de l'accident						
• Deux véhicules-même sens	1104	28,3	339	29,6	765	27,8
• Deux véhicules-l'un vers l'autre-directions croisées	761	19,5	220	19,2	541	19,7
• Deux véhicules-sens inv.	145	3,7	45	3,9	100	3,6
• Un seul véhicule impliqué	251	6,5	78	6,8	173	6,3
• Autres-plus d'un véhicule	465	11,9	137	12,0	328	11,9
• Pas de réponse	1170	30,1	326	28,5	844	30,7
Nombre de véhicules impliqués						
• Un seul véhicule	587	15,1	174	15,2	413	15,0
• Deux véhicules	2596	66,6	749	65,4	1847	67,1
• Plus de deux véhicules	713	18,3	222	19,4	491	17,8
Nombre de blessés légers						
• Aucun blessé léger	2940	75,5	854	74,6	2086	75,8
• Un blessé léger ou plus	877	22,5	270	23,6	607	22,1
• Autres	79	2,0	21	1,8	58	2,1
Vitesse maximale autorisée						
• 10 à 50 km/h	1084	27,8	310	27,1	774	28,1
• 60 à 100 km/h	565	14,5	176	15,4	389	14,1
• Autres/ Non précisé	2247	57,7	659	57,5	1588	57,7

Tableau 9 : Modalités, effectifs et pourcentages de l'ensemble des variables supplémentaires transformées.

Variables et modalités respectives	Ensemble		utilisateurs		non-utilisateurs	
	n	%	n	%	n	%
B. Variables supplémentaires						
Age du titulaire en octobre 1999						
• 16 à 24 ans	402	10,3	82	7,2	320	11,6
• 25 à 34 ans	924	23,7	236	20,6	688	25,0
• 35 à 44 ans	1209	31,0	416	36,3	793	28,8
• 45 à 54 ans	987	25,3	319	27,9	668	24,3
• 55 à 64 ans	374	9,6	92	8,0	282	10,3
Sexe du titulaire						
• Hommes	2733	70,1	942	82,3	1791	65,1
• Femmes	1163	29,9	203	17,7	960	34,9
Expérience de conduite en octobre 1999						
• 0 à 5 ans	781	20,0	177	15,5	604	22,0
• 6 à 9 ans	1059	27,2	274	23,9	785	28,6
• 10 à 14 ans	669	17,2	236	20,6	433	15,7
• 15 à 19 ans	699	17,9	230	20,1	469	17,0
• 20 ans et plus	688	17,7	228	19,9	460	16,7
Nombre d'accidents depuis janvier 1996						
• Un seul accident	3501	89,9	996	87,0	2505	91,1
• Plus d'un accident	395	10,1	149	13,0	246	8,9
Conditions de luminosité						
• Lumière	2703	69,4	792	69,2	1911	69,5
• Obscurité	1193	30,6	353	30,8	840	30,5
Saisons de l'accident						
• Hiver	1220	31,3	364	31,8	856	31,1
• Printemps	913	23,4	261	22,8	652	23,7
• Eté	872	22,4	259	22,6	613	22,3
• Automne	891	22,9	261	22,8	630	22,9
Périodes des déplacements						
• Samedi ou dimanche	919	23,6	236	20,6	683	24,8
• Lundi ou vendredi	1227	31,5	367	32,1	860	31,3
• Mardi au jeudi	1750	44,9	542	47,3	1208	43,9

Durée d'abonnement au téléphone mobile						
• 0 à 2 ans	752	19,3	283	24,7	469[3]	17,0
• 3 à 4 ans	347	8,9	315	27,5	32[4]	1,2
• 5 à 7 ans	260	6,7	260	22,7	-	0,0
• 8 ans et plus	287	7,4	287	25,1	-	0,0
• N'ont jamais eu de téléphone mobile	2250	57,7			2250	81,8

L'observation des tableaux 8 et 9 nous permet d'effectuer deux remarques majeures :

- les fréquences relatives sont sensiblement égales entre les ensembles d'accidents considérés pour la majorité des variables. Ceci nous laisse pressentir que les différences entre utilisateurs et non-utilisateurs, si elles existent, ne seront pas très importantes.
- toutes les modalités pour les variables analysées sont représentées pour chaque ensemble d'accidents, ce qui rend possible la comparaison entre les accidents des utilisateurs et des non-utilisateurs du téléphone mobile.

Analyse préliminaire

Dans cette partie, nous effectuons une analyse sur les données brutes et les variables transformées de manière à déterminer les modalités des variables dont le profil dans l'un des deux groupes (accidents des utilisateurs ou non-utilisateurs du téléphone mobile) est le plus différent du profil global dans l'échantillon (l'ensemble des accidents). Les résultats de cette analyse sont exposés dans les tableaux 10 et 11.

[3] La durée d'abonnement au téléphone mobile n'est pas nulle car les personnes interrogées avaient un téléphone mobile mais après la période de l'accident
[4] Idem

Tableau 10 : Les variables caractéristiques de l'ensemble des accidents des utilisateurs de téléphone mobile

Libellé des variables	Modalités caractéristiques	% de la modalité dans la classe (utilisateurs)	% de la modalité dans l'échantillon (ensemble)	Valeur -Test
Type d'utilisation	-Utilisation comme véhicule commercial ou camion de 3001 kg ou plus	22.53	11.35	13.44
Sexe du conducteur	-Hommes	82.27	70.15	10.96
Type de véhicule	-Camion léger	20.52	14.95	6.09
Nombre d'accidents depuis 1996	-Deux accidents	11.27	8.96	3.14

Tableau 11 : Les variables caractéristiques de l'ensemble des accidents des non-utilisateurs de téléphone mobile

Libellé des variables	Modalités caractéristiques	% de la modalité dans la classe (non-utilisateurs)	% de la modalité dans l'échantillon (ensemble)	Valeur -Test
Type d'utilisation	-Utilisation comme véhicule de promenade	91.13	74.28	13.31
Sexe du conducteur	-Femmes	34.90	82.05	10.87
Type de véhicule	-Automobile	82.44	72.34	5.74
Nombre d'accidents depuis 1996	-Un accident	91.06	71.12	3.66
Période de la semaine de l'accident	-Samedi ou dimanche	24.83	74.08	2.93

La variable nominale « Type d'utilisation » est celle qui a la plus grande valeur-test significative (supérieure ou égal à 2) à la fois pour le groupe des accidents des utilisateurs du téléphone mobile et celui des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile. Cela signifie que la modalité significative associée à cette variable est celle dont le profil dans le groupe considéré est le plus différent du profil global dans l'échantillon. La différence réside dans le fait que la modalité « utilisation comme véhicule commercial ou camion de 3001 kg ou plus » est significative pour les accidents des utilisateurs du téléphone mobile alors que la modalité « utilisation comme véhicule de promenade » est significative pour les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile.

Pour le groupe des accidents des utilisateurs du téléphone mobile, les modalités des variables les plus significatives par ordre d'importance immédiatement après la modalité de la variable «type d'utilisation » sont les modalités « hommes » pour le sexe du conducteur, « camion léger » pour le type de véhicule et « deux accidents » pour le nombre d'accidents depuis 1996. Tandis que pour le groupe des accidents des non-utilisateurs du téléphone, ce sont les modalités « femmes » pour le sexe du conducteur, « automobile » pour le type de véhicule, « un accident » pour le nombre d'accidents depuis 1996 et « samedi ou dimanche » pour la période de la semaine de l'accident, qui sont les plus significatives après celle de la variable « type d'utilisation ».

Les résultats préliminaires obtenus, bien qu'intéressant, ne font ressortir que deux variables directement liées aux accidents, en l'occurrence le type de véhicule et le type d'utilisation de ce véhicule. La limite majeure de ces résultats est qu'ils sont issus d'analyses bivariées et qu'ils ne permettent nullement de dégager un profil multidimensionnel.

L'analyse des correspondances multiples et la classification ascendante hiérarchique peuvent nous donner des résultats plus précis, plus descriptifs et mettant en exergue les variables actives en relation directe avec les accidents.

L'analyse factorielle des correspondances multiples : les facteurs

Dans cette partie, nous exposons les résultats de l'analyse factorielle des correspondances multiples en déterminant tout d'abord le nombre de facteurs pour l'analyse et en opérant une description des facteurs ou axes obtenus.

Choix du nombre de facteurs pour l'analyse

Les valeurs propres définissant l'importance de l'axe factoriel, sont obtenues suite à l'analyse factorielle des correspondances multiples effectuée sur les variables actives transformées. Les détails des valeurs et paliers obtenus sont présentés dans le mémoire de maîtrise.

Pour chaque ensemble d'accidents, à chaque valeur propre correspond un facteur ou axe. L'observation des histogrammes des premières valeurs propres nous permet de décider du nombre de facteurs à arrêter pour l'analyse factorielle des correspondances multiples. En effet, pour les trois ensembles d'accidents considérés nous observons un petit palier commun entre le $5^{ème}$ et le $6^{ème}$ axe. À l'exception des paliers entre le $2^{ème}$ et le $3^{ème}$ axe et entre le $13^{ème}$ et le $14^{ème}$ axe, les ensembles d'accidents n'ont pas d'autres paliers communs à eux trois. Nous retenons cinq facteurs pour l'ACM car deux axes ne restituent pas assez d'informations et opter pour treize axes pourrait nous amener à travailler avec de l'information contenant du « bruit ». Les cinq premiers facteurs ou axes retenus restituent ainsi respectivement 49,11% de l'information totale pour l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile, 45,93% pour l'ensemble des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile et 46,05% pour celui de l'ensemble des accidents. La valeur de ces pourcentages prend une importance particulière lorsque l'on considère que l'analyse des correspondances multiples donne des pourcentages d'inertie qui sont sous-évalués. En effet, les taux d'inertie sont toujours des mesures très pessimistes de l'information extraite, car le codage disjonctif induit une orthogonalité artificielle des colonnes du tableau.

Nous effectuons par la suite une description des deux premiers axes pour chaque groupe pour déterminer les modalités des variables les plus caractéristiques pour chaque facteur ou axe. Pour chaque ensemble d'accidents, le palier entre le $2^{ème}$ et le $3^{ème}$ axe est le plus important ce qui justifie que nous nous intéressions à la description des deux premiers axes. Ceux-ci apportent également plus du quart de l'information soit 27,28% pour l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile, 26,16% pour l'ensemble des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile et 26,07% pour l'ensemble des accidents. Le fait de ne considérer que deux axes facilite la description car l'interprétation et la représentation deviennent difficiles au-delà de deux axes factoriels. Mais pour la suite de l'analyse concernant la classification ascendante hiérarchique nous retenons les cinq premiers facteurs.

Description des deux premiers axes

Dans cette section, nous présentons les modalités des variables caractéristiques des différents ensembles considérés dans le plan factoriel. Les modalités d'un axe sont caractérisées par un test descriptif de Student de comparaison de moyenne qui se traduit par une valeur test. Les tableaux suivants classent les modalités des variables pour chaque ensemble selon la valeur-test calculée. La valeur-test est d'autant plus forte que la modalité correspondante occupe une position significative sur l'axe. Une modalité est d'autant plus intéressante sur un axe que sa valeur-test est plus grande. Une valeur-test supérieure à 2 en valeur absolue indique qu'une modalité est significativement différente du centre de gravité. La bande hachurée dans les tableaux 15 à 17 permet de délimiter les valeurs-tests positives des valeurs-tests négatives. Pour comprendre l'ensemble de l'information livré par les deux premiers axes, nous reproduisons les sorties graphiques fournies par le logiciel SPAD représentant les modalités des variables les plus significatives pour chaque ensemble d'accidents. Une fois observées ces modalités caractéristiques nous donnons une description des axes constituant le plan factoriel.

Tableau 15: Description des deux premiers facteurs par les modalités actives pour les accidents des utilisateurs du téléphone mobile

Description du premier facteur			Description du deuxième facteur		
Libellé des variables	Modalités caractéristiques	Valeurs-Tests	Libellé des variables	Modalités caractéristiques	Valeurs-Tests
Gravité de l'accident	Dommages corporels	-26,18	Genre d'accident (collision avec)	Véhicule routier	-22,87
Nombre de blessés légers	Un blessé léger ou plus	-25,32	Gravité de l'accident	Dommages corporels	-18,69
Genre d'accident (collision avec)	Autres	-18,14	Nombre de blessés légers	Un blessé léger ou plus	-18,19
Nombre de véhicules impliqués	Un seul véhicule	-17,96	Vitesse maximale autorisée	10 à 50 km/h	-15,89
Code d'impact de l'accident	Un seul véhicule impliqué	-14,14	Nombre de véhicules impliqués	Deux véhicules	-11,32
Vitesse maximale autorisée	10 à 50 km/h	-13,77	Nombre de véhicules impliqués	Plus de deux véhicules	-9,48
Mouvement des véhicules	Circulait tout droit	-9,28	Code d'impact de l'accident	Pas de réponse	-7,79
Code d'impact de l'accident	Autres-Plus d'un véhicule	10,58	Mouvement des véhicules	Circulait tout droit	6,71
Mouvement des véhicules	Immobilisé	11,56	Vitesse maximale autorisée	Autres/ Non précisé	14,68
Nombre de véhicules impliqués	Deux véhicules	15,43	Gravité de l'accident	Dommages matériels seulement	18,69
Genre d'accident (collision avec)	Véhicule routier	18,14	Nombre de blessés légers	Aucun blessé léger	18,69
Vitesse maximale autorisée	Autres/ Non précisé	19,12	Code d'impact de l'accident	Un seul véhicule impliqué	20,91
Gravité de l'accident	Dommages matériels seulement	26,18	Genre d'accident (collision avec)	Autres	22,87
Nombre de blessés légers	Aucun blessé léger	26,18	Nombre de véhicules impliqués	Un seul véhicule	25,44

Tableau 16: Description des deux premiers facteurs par les modalités actives pour les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile

Description du premier facteur			Description du deuxième facteur		
Libellé des variables	Modalités caractéristiques	Valeurs-Tests	Libellé des variables	Modalités caractéristiques	Valeurs-Tests
Gravité de l'accident	Dommages corporels	-37,89	Nombre de véhicules impliqués	Un seul véhicule	-34,39
Nombre de blessés légers	Un blessé léger ou plus	-34,91	Gravité de l'accident	Dommages matériels seulement	-32,58
Genre d'accident (collision avec)	Autres	-33,98	Nombre de blessés légers	Aucun blessé léger	-32,58
Nombre de véhicules impliqués	Un seul véhicule	-33,16	Genre d'accident (collision avec)	Autres	-31,26
Code d'impact de l'accident	Un seul véhicule impliqué	-24,80	Code d'impact de l'accident	Un seul véhicule impliqué	-26,41
Vitesse maximale autorisée	60 à 100 km/h	-19,30	Vitesse maximale autorisée	Autres/ Non précisé	-25,42
Vitesse maximale autorisée	10 à 50 km/h	-15,75	Mouvement des véhicules	Circulait tout droit	-9,43
Code d'impact de l'accident	Autres-Plus d'un véhicule	14,75	Code d'impact de l'accident	Pas de réponse	14,08
Mouvement des véhicules	Immobilisé	18,25	Nombre de véhicules impliqués	Deux véhicules	14,22
Nombre de véhicules impliqués	Deux véhicules	26,38	Nombre de véhicules impliqués	Plus de deux véhicules	14,64
Vitesse maximale autorisée	Autres/ Non précisé	27,95	Vitesse maximale autorisée	10 à 50 km/h	27,31
Genre d'accident (collision avec)	Véhicule routier	33,98	Genre d'accident (collision avec)	Véhicule routier	31,26
Gravité de l'accident	Dommages matériels seulement	37,89	Nombre de blessés légers	Un blessé léger ou plus	31,90
Nombre de blessés légers	Aucun blessé léger	37,89	Gravité de l'accident	Dommages corporels	32,58

Tableau 17: Description des deux premiers facteurs par les modalités actives pour l'ensemble des accidents.

Description du premier facteur			Description du deuxième facteur		
Libellé des variables	Modalités caractéristiques	Valeurs-Tests	Libellé des variables	Modalités caractéristiques	Valeurs-Tests
Gravité de l'accident	Dommages corporels	-45,92	Genre d'accident (collision avec)	Véhicule routier	-38,61
Nombre de blessés légers	Un blessé léger ou plus	-42,68	Gravité de l'accident	Dommages corporels	-37,90
Genre d'accident (collision avec)	Autres	-38,66	Nombre de blessés légers	Un blessé léger ou plus	-36,77
Nombre de véhicules impliqués	Un seul véhicule	-37,91	Vitesse maximale autorisée	10 à 50 km/h	-31,78
Code d'impact de l'accident	Un seul véhicule impliqué	-28,86	Nombre de véhicules impliqués	Deux véhicules	-17,89
Vitesse maximale autorisée	60 à 100 km/h	-21,34	Nombre de véhicules impliqués	Plus de deux véhicules	-17,62
Vitesse maximale autorisée	10 à 50 km/h	-20,50	Code d'impact de l'accident	Pas de réponse	-16,07
Code d'impact de l'accident	Autres-Plus d'un véhicule	18,09	Mouvement des véhicules	Circulait tout droit	11,60
Mouvement des véhicules	Immobilisé	21,77	Vitesse maximale autorisée	Autres/ Non précisé	29,64
Nombre de véhicules impliqués	Deux véhicules	30,79	Code d'impact de l'accident	Un seul véhicule impliqué	33,45
Vitesse maximale autorisée	Autres/ Non précisé	33,81	Gravité de l'accident	Dommages matériels seulement	37,90
Genre d'accident (collision avec)	Véhicule routier	38,66	Nombre de blessés légers	Aucun blessé léger	37,90
Gravité de l'accident	Dommages matériels	45,92	Genre d'accident (collision avec)	Autres	38,61
Nombre de blessés légers	Aucun blessé léger	45,92	Nombre de véhicules impliqués	Un seul véhicule	42,63

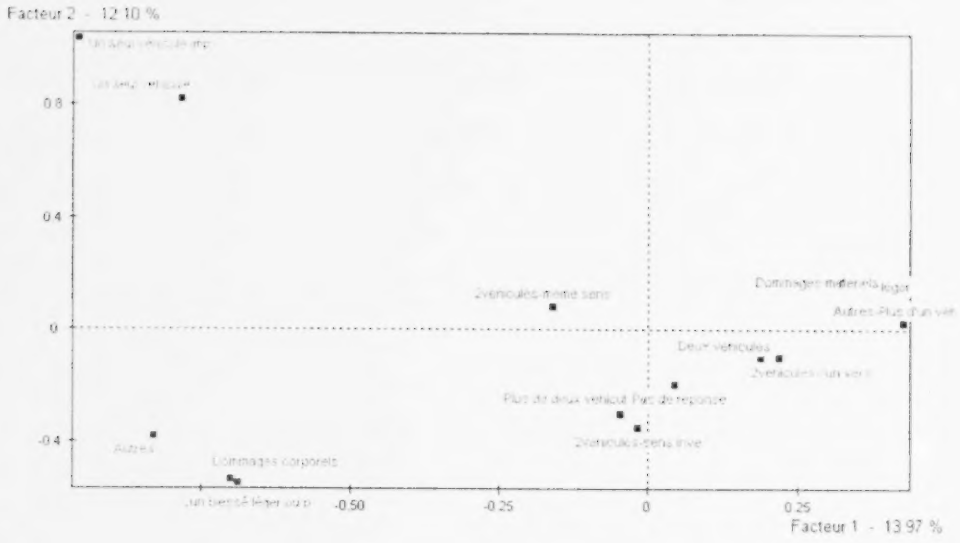


Figure 2 : Carte des modalités des variables les plus significatives de l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile.

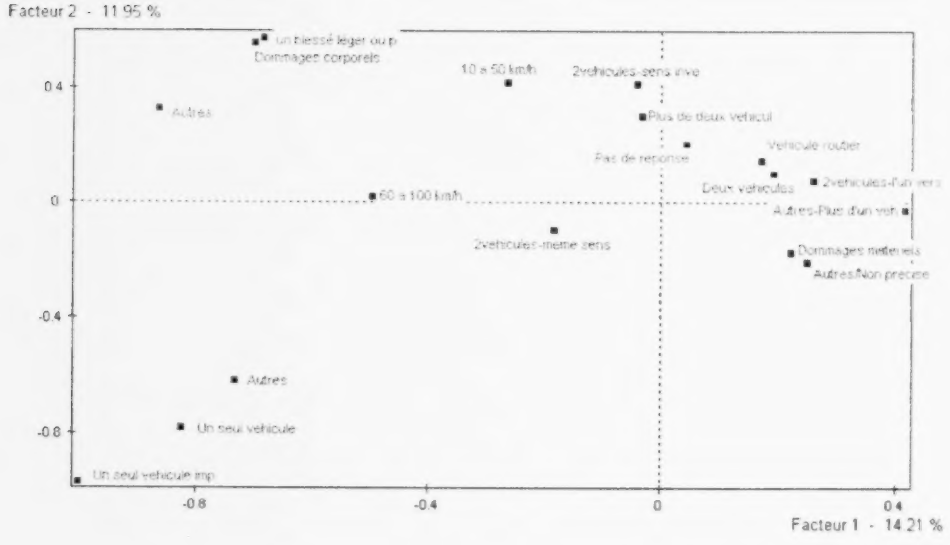


Figure 3 : Carte des modalités des variables les plus significatives de l'ensemble des accidents des non utilisateurs du téléphone mobile.

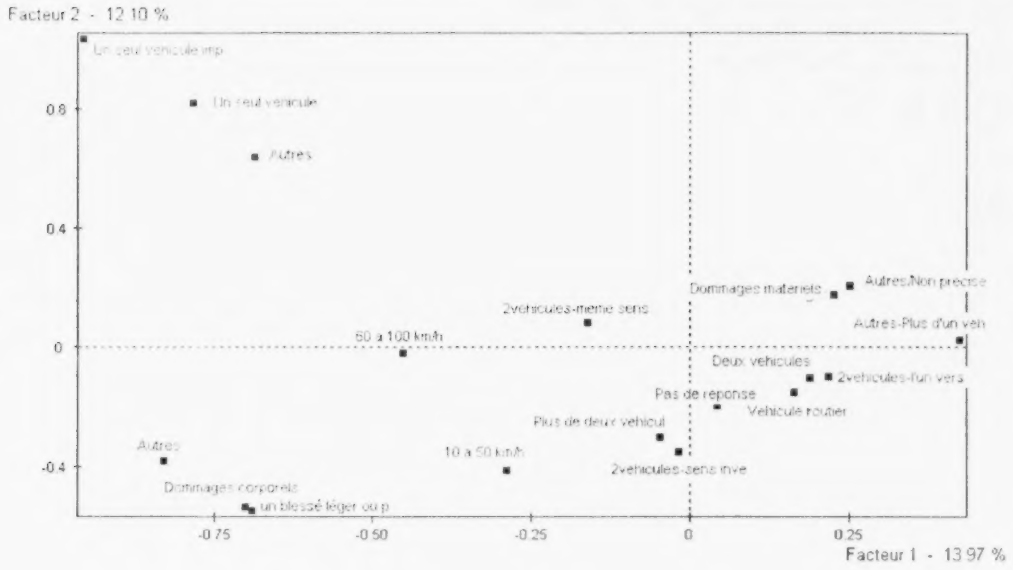


Figure 4 : Carte des modalités des variables les plus significatives de l'ensemble des accidents.

Le premier facteur pour l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile (tableau 15), en faisant apparaître une corrélation entre diverses variables, distingue les caractéristiques généralement associées à la gravité de l'accident en termes de dommages, avec des accidents caractérisés par une forte proportion de dommages corporels et d'un blessé léger ou plus. Le fait de trouver ces deux dernières caractéristiques, avec quasiment la même valeur-test, est peut-être du à une redondance d'informations. Mais ce qui importe le plus est qu'ils font référence à la notion de gravité de l'accident. A l'opposé, se trouvent les accidents caractérisés par une forte proportion de dommages matériels seulement et de sans blessé léger. La description du premier axe est quasiment la même pour les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile et l'ensemble des accidents.

Le deuxième facteur est également lié à la notion de gravité mais plus en termes de véhicules impliqués. En effet, cet axe distingue les accidents impliquant un seul

véhicule à ceux impliquant deux ou plus de deux véhicules. Les accidents impliquant deux ou plus de deux véhicules sont corrélés à une forte représentation des dommages corporels et d'un nombre de blessés légers non nul. À l'opposé, les accidents impliquant un seul véhicule sont accompagnés d'une forte proportion de dommages matériels seulement et aucun blessé léger. Comme pour le premier facteur, la description du deuxième axe est à peu de choses près la même pour les accidents des utilisateurs du téléphone mobile, les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile et l'ensemble des accidents.

Les figures 2, 3 et 4 permettent d'observer graphiquement les modalités des variables les plus significatives pour les trois ensembles, celles qui décrivent le mieux le premier plan principal. Nous remarquons, en effet, que les trois figures font apparaître les aspects gravité de l'accident en termes de dommages (avec le groupe des modalités « dommages corporels » et « un blessé léger ou plus » qui se distingue à l'extrême gauche du premier axe et s'oppose au groupe des modalités « dommages matériels seulement » et « sans blessés légers ») et en termes de véhicules impliqués (avec le groupe des modalités « un seul véhicule impliqué » et « un seul véhicule » qui s'oppose au groupe de modalités « deux véhicules » et « plus de deux véhicules »).

La classification ascendante hiérarchique

A l'issue de l'analyse des correspondances multiples pour laquelle nous avons retenu cinq facteurs, nous opérons une classification ascendante hiérarchique. Nous justifions dans une première partie le choix du nombre de classes que nous fixons. Ensuite nous caractérisons ces classes pour l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile, des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile et de l'ensemble des accidents. Nous effectuons finalement une comparaison entre les classes qui s'apparentent entre les différents ensembles d'accidents considérés.

Choix du nombre de classes

Le choix du nombre de classes se base sur l'examen de l'histogramme des indices croissants de niveau. Nous arrêtons au niveau pour lequel cet histogramme marque un

palier important. Observons les histogrammes des indices de niveau pour l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile (A), des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile (B) et de l'ensemble des accidents (C) (Figure 5).

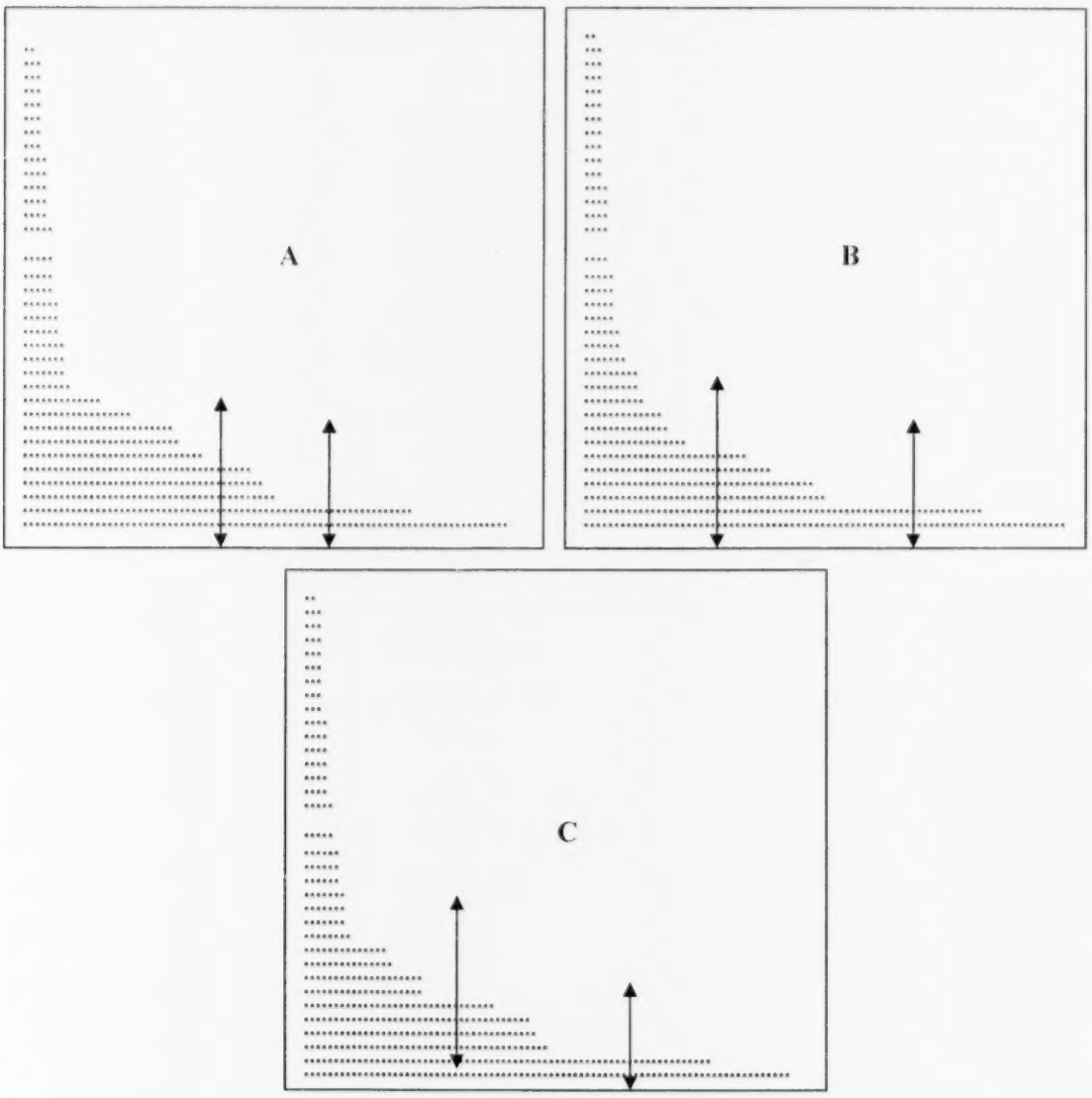


Figure 5: histogrammes des indices de niveau pour les accidents des utilisateurs du téléphone mobile, les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile et l'ensemble des accidents.

Nous observons à partir de l'histogramme A (première figure à gauche) qu'il existe deux paliers évidents entre le 2ème et le 3ème niveau et entre le 5ème et le 6ème niveau suggérant ainsi une bonne partition en 3 ou 6 classes. De même, l'histogramme B (première figure à droite) nous permet d'observer deux paliers entre le 2ème et le 3ème niveau et entre le 6ème et le 7ème niveau nous incitant à un choix entre 3 et 7 classes. Le dernier histogramme, en l'occurrence celui concernant l'ensemble des accidents, permet d'opter pour 3 ou 7 classes. L'étape 3 de notre méthodologie consistant à comparer les classes des accidents des utilisateurs du téléphone mobile à ceux des non-utilisateurs du téléphone mobile, il est important de disposer d'une base de comparaison commune. A cette fin, nous limitons le nombre de classes à une base commune aux trois ensembles, à savoir trois classes.

Dendogrammes

La classification ascendante hiérarchique utilisant le critère de Ward produit les dendogrammes représentés sur les Figures 6, 7 et 8 où les pourcentages des classes sont indiqués respectivement pour chaque ensemble d'accidents. Nous rappelons que les objets ou éléments terminaux sont les accidents des ensembles considérés et que les variables utilisées pour générer la classification sont les cinq facteurs conservés de l'ACM. Nous précisons également que l'axe vertical de ces dendogrammes représente les indices de niveaux traduisant l'accroissement de l'inertie inter-classes causé par le regroupement.

Les chiffres dans le bas des dendogrammes sont les numéros d'identification donnés aux éléments terminaux par le logiciel de traitement de données SPAD. Mais pour des raisons de représentations ces chiffres ne sont pas lisibles car juxtaposés.

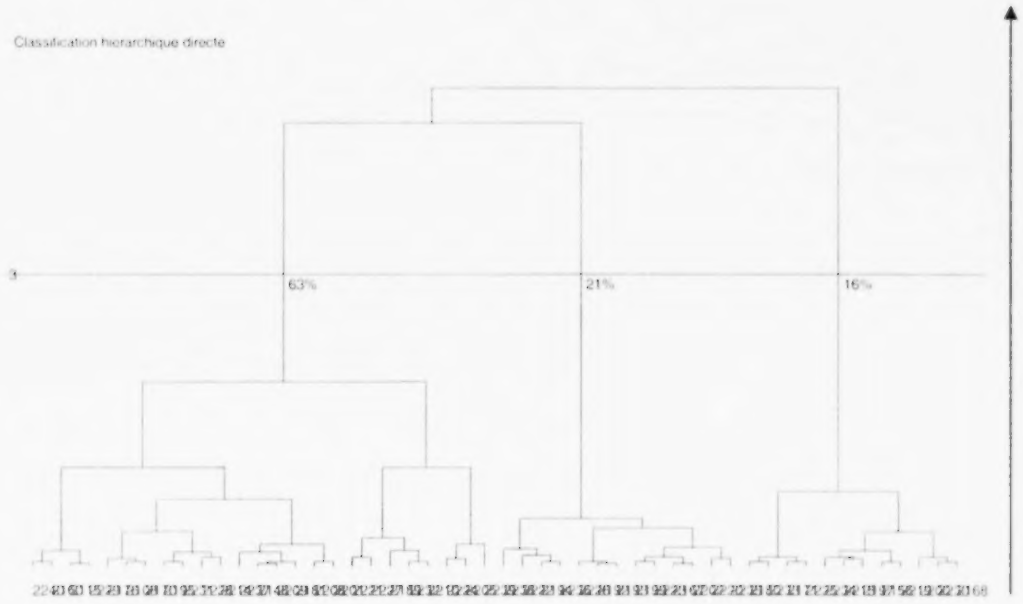


Figure 6 : Dendogramme pour les accidents des utilisateurs du téléphone mobile avec coupure à trois classes.

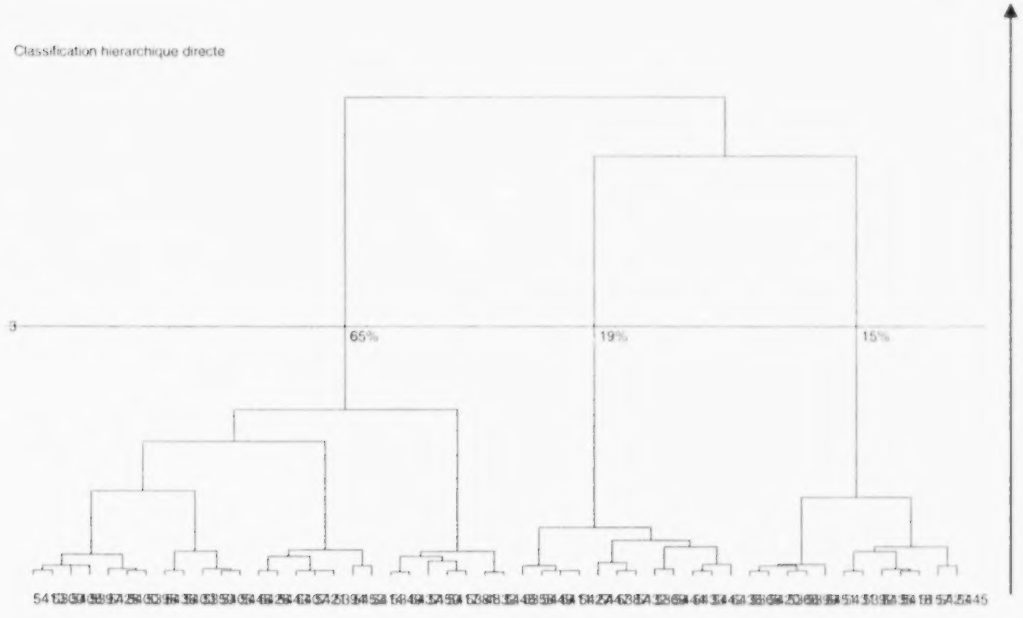


Figure 7 : Dendogramme pour les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile avec coupure à trois classes.

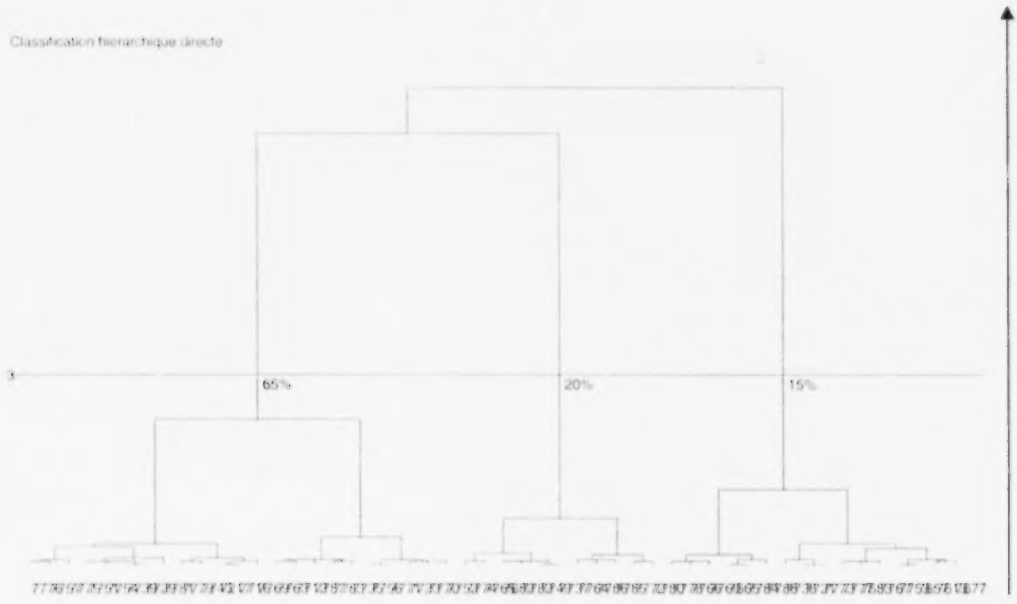


Figure 8: Dendogramme pour l'ensemble des accidents avec coupure à trois classes.

Effectifs et pourcentages des classes d'accidents

Nous obtenons trois classes pour chaque ensemble d'accidents. Les répartitions des accidents en effectifs et en pourcentages et les inerties avant et après la consolidation pour chaque ensemble d'accidents considéré selon les classes sont données respectivement dans les tableaux 18 et 19.

Tableau 18: effectifs et pourcentages des classes reliées à chaque ensemble d'accidents avant et après consolidation des classes.

Classes	Ensemble				Utilisateurs				Non-utilisateurs			
	Avant consolidation		Après consolidation		Avant consolidation		Après consolidation		Avant consolidation		Après consolidation	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
Classe 1	2498	64,12	2526	64,84	715	62,44	733	64,02	1786	64,92	1795	65,25
Classe 2	786	20,17	794	20,38	243	21,22	246	21,48	540	19,63	548	19,92
Classe 3	612	15,71	576	14,78	187	16,34	166	14,50	425	15,45	408	14,83
Total	3896	100,00	3896	100,00	1145	100,00	1145	100,00	2751	100,00	2751	100,00

Tableau 19: inerties inter et intra-classes pour chaque ensemble d'accidents avant et après consolidation des classes.

Inerties	Ensemble		Utilisateurs		Non-utilisateurs	
	Inerties		Inerties		Inerties	
	Avant consolidation	Après consolidation	Avant consolidation	Après consolidation	Avant consolidation	Après consolidation
Inter-classes	0,4427	0,4508	0,4387	0,4488	0,4372	0,4510
Intra-classe						
• Classe 1	0,3153	0,3191	0,3273	0,3317	0,3190	0,3102
• Classe 2	0,1055	0,1073	0,1156	0,1170	0,1040	0,1077
• Classe 3	0,1086	0,0950	0,1006	0,0847	0,1094	0,1007
Inertie totale	0,9721	0,9721	0,9822	0,9822	0,9696	0,9696
Quotient (Inertie inter-classes/ Inertie totale)	0,4554	0,4637	0,4467	0,4569	0,4509	0,4651

L'observation du tableau 18 montre que les classes obtenues pour chaque ensemble d'accidents sont sensiblement égales en pourcentages. Le fait de disposer de classes de même taille ne donne que plus de sens à la comparaison des ensembles d'accidents. Le tableau 19 montre que pour les trois ensembles d'accidents nous obtenons un quotient d'inertie légèrement supérieur suite à la consolidation des classes dénotant une plus grande stabilité des classes. Nous retenons donc pour chaque ensemble les classes après consolidation.

Caractérisation par les modalités des variables actives et comparaison des classes

Les trois classes obtenues sont caractérisées par les modalités des variables actives que nous avons retenues dans notre analyse. Nous utilisons la même méthode que celle décrite dans la section 3.5.1 pour caractériser la variable utilisation du téléphone mobile. Dans cette partie, nous l'appliquons afin d'identifier les classes pour chaque ensemble d'accidents. Etant donné la très forte ressemblance des classes, le fait de présenter ces dernières les unes après les autres pour chaque ensemble aurait alourdit le texte et constitué une certaine redondance. Nous procédons ainsi à une présentation comparée de ces classes entre l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile, celui des non-utilisateurs du téléphone mobile et l'ensemble des accidents. Ci-dessous les tableaux comparatifs pour chaque classe entre les ensembles d'accidents considérés avec une mention « P » si la modalité est caractéristique de la classe ou un « A » dans le cas contraire. La mention N/A pour « ne s'applique pas » indique que la modalité n'est pas significative dans la classe.

Tableau 20: Comparaison pour la classe 1 entre les différents ensembles d'accidents.

Libellé des variables/modalités respectives	Ensemble		utilisateurs		non-utilisateurs	
	(P)/(A)	Valeur -test	(P)/(A)	Valeur -test	(P)/(A)	Valeur -test
Type de véhicule						
• Automobile	P	2,82	A	N/A	A	N/A
• Autres	P	-2,82	A	N/A	A	N/A
Vitesse maximale autorisée						
• 10 à 50 km/h	P	-17,96	P	-10,94	P	-14,35
• 60 à 100 km/h	P	-12,82	P	-4,89	P	-12,02
• Autres/ Non précisé	P	26,11	P	13,75	P	22,16
Genre d'accident						
• Véhicule routier	P	32,71	P	15,98	P	28,57
• Autres	P	-32,71	P	-15,98	P	-28,57
Mouvement des véhicules						
• Circulait tout droit	P	-11,08	P	-6,91	P	-8,75
• Immobilisé	P	12,32	P	6,50	P	10,37
Gravité de l'accident						
• Dommages corporels	P	-51,50	P	-27,59	P	-43,10
• Dommages matériels seulement	P	51,50	P	27,59	P	43,10
Code d'impact de l'accident						
• Deux véhicules-même sens	P	-6,15	P	-2,49	P	-5,73
• Deux véhicules-l'un vers l'autre-directions croisées	P	7,73	A	N/A	P	7,97
• Un seul véhicule impliqué	P	-21,66	P	-11,99	P	-17,94
• Autres-Plus d'un véhicule	P	11,19	P	6,47	P	9,18
• Pas de réponse	P	3,67	P	2,72	P	2,60
Nombre de blessés légers						
• Aucun blessé léger	P	51,50	P	27,59	P	43,10
• Un blessé léger ou plus	P	-48,53	P	-26,66	P	-40,48
Nombre de véhicules impliqués						
• Un seul véhicule	P	-35,26	P	-18,56	P	-29,94
• Deux véhicules	P	26,07	P	13,81	P	22,05

Tableau 21: Comparaison pour la classe 2 entre les différents ensembles d'accidents.

Libellé des variables/modalités respectives	Ensemble		utilisateurs		non-utilisateurs	
	(P)/(A)	Valeur -test	(P)/(A)	Valeur -test	(P)/(A)	Valeur -test
Type d'utilisation						
• Autres/ Non précisé	A	N/A	A	N/A	P	-2,37
Vitesse maximale autorisée						
• 10 à 50 km/h	P	25,39	P	15,13	P	20,62
• 60 à 100 km/h	P	7,78	P	3,04	P	7,13
• Autres/ Non précisé	P	-30,98	P	-17,15	P	-25,86
Genre d'accident						
• Véhicule routier	P	7,06	P	4,48	P	5,31
• Autres	P	-7,06	P	-4,48	P	-5,31
Mouvement des véhicules						
• Circulait tout droit	A	N/A	A	N/A	A	N/A
• Immobilisé	P	-2,76	A	N/A	A	N/A
Gravité de l'accident						
• Dommages corporels	P	55,30	P	30,50	P	46,01
• Dommages matériels seulement	P	-55,30	P	-30,50	P	-46,01
Code d'impact de l'accident						
• Deux véhicules-sens inverse	P	4,51	A	N/A	P	4,39
• Un seul véhicule impliqué	P	-9,83	P	-5,83	P	-7,73
• Autres-Plus d'un véhicule	P	-7,23	P	-4,89	P	-5,53
• Pas de réponse	P	7,49	P	2,90	P	7,03
Nombre de blessés légers						
• Aucun blessé léger	P	-55,30	P	-30,50	P	-46,01
• Un blessé léger ou plus	P	50,75	P	28,27	P	42,20
• Autres	P	10,40	A	N/A	P	8,62
Nombre de véhicules impliqués						
• Un seul véhicule	P	-14,96	P	-8,09	P	-11,98
• Plus de deux véhicules	P	10,19	P	5,71	P	8,26

Tableau 22: Comparaison pour la classe 3 entre les différents ensembles d'accidents

Libellé des variables/modalités respectives	Ensemble		utilisateurs		non-utilisateurs	
	(P)/(A)	Valeur -test	(P)/(A)	Valeur -test	(P)/(A)	Valeur -test
Type de véhicule						
• Automobile	P	-3,74	A	N/A	P	-3,27
• Autres	P	3,74	A	N/A	P	3,27
Vitesse maximale autorisée						
• 10 à 50 km/h	P	-5,82	P	-3,43	P	-4,85
• 60 à 100 km/h	P	7,79	P	2,90	P	7,41
Genre d'accident						
• Véhicule routier	P	-47,61	P	-25,03	P	-40,32
• Autres	P	47,61	P	25,03	P	40,32
Mouvement des véhicules						
• Circulait tout droit	P	13,73	P	7,49	P	11,49
• Immobilisé	P	-16,22	P	-8,37	P	-13,65
• En mouvement	P	-3,44	A	N/A	P	-3,12
Type d'utilisation						
• Utilisation commerciale	P	2,70	A	N/A	P	2,39
• Promenade	P	-2,80	A	N/A	P	-2,60
Code d'impact de l'accident						
• Deux véhicules-même sens	P	9,03	P	2,95	P	8,75
• Deux véhicules-sens inverse	P	-5,94	P	-3,18	P	-4,68
• Deux véhicules-l'un vers l'autre-directions croisées	P	-11,95	P	-5,61	P	-10,46
• Un seul véhicule impliqué	P	30,62	P	17,49	P	25,09
• Autres-plus d'un véhicule	P	-7,21	P	-3,19	P	-6,38
• Pas de réponse	P	-15,34	P	-8,18	P	-13,00
Nombre de véhicules impliqués						
• Un seul véhicule	P	53,71	P	29,17	P	44,81
• Deux véhicules	P	-37,00	P	-20,03	P	-30,98
• Plus de deux véhicules	P	-14,36	P	-8,02	P	-11,72

Comme pour les facteurs que nous avions dégagés dans la section concernant l'analyse factorielle des correspondances, il est possible de caractériser les classes par les modalités des variables actives. Les modalités sont d'autant plus caractéristiques de la classe que la valeur-test est supérieure ou égale à 2 en valeur absolue. Lorsque la valeur-test est positive, cela signifie que la modalité correspondante est sur-représentée dans la classe. Si par contre la valeur-test est négative, la modalité est sous-représentée dans la classe.

Caractérisation de la classe 1 :

La classe 1 est caractérisée pour l'ensemble des accidents par des accidents avec un type de véhicule « automobile » alors que l'un des véhicules est immobilisé. Le nombre de véhicules impliqués est de deux. Les dommages occasionnés sont d'ordre matériel seulement et sans blessé léger. La modalité liée à la variable « code d'impact » selon laquelle les accidents se produisent entre deux véhicules alors qu'ils sont dans des directions croisées n'est pas significative pour l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile alors qu'elle l'est pour les deux autres ensembles d'accidents. Les autres modalités caractéristiques pour l'ensemble des accidents le sont quasiment toutes dans les deux autres ensembles, en l'occurrence, celui des accidents des utilisateurs du téléphone mobile et celui des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile.

Caractérisation de la classe 2 :

La classe 2 regroupe pour l'ensemble des accidents ceux qui présentent les caractéristiques suivantes : ce sont des accidents à bord de véhicules routiers à des vitesses maximales autorisées pour la plupart assez lentes (10 à 50 km/h) mais de manière moins significative (valeur-test de 7,79) avec des accidents sur des routes rapides (60 à 100 km/h). La gravité de l'accident atteint des « dommages corporels » avec « un blessé léger ou plus » mais aussi des blessés graves et/ou décédés (valeur test pour « autres » de 10,40). « Plus de deux véhicules » sont impliqués dans l'accident. Les deux véhicules à l'origine de l'accident se dirigeaient avant l'impact dans des sens inverses. Cette dernière modalité et celle concernant les blessés graves et/ou décédés (« autres » pour la variable « nombre de blessés légers ») sont les seules qui ne soient significatives que pour

l'ensemble des accidents et l'ensemble des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile. Sinon toutes les autres modalités significatives pour l'ensemble des accidents le sont pour les accidents des utilisateurs du téléphone et les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile.

Caractérisation de la classe 3 :

La classe 3 est caractérisée pour l'ensemble des accidents par des accidents avec un type de véhicule autre qu'automobile à une vitesse maximale autorisée assez rapide (60 à 100km/h) alors que le conducteur roulait tout droit à bord d'un véhicule à usage commercial. Un seul véhicule est impliqué dans l'accident. Aucune modalité concernant la gravité de l'accident n'est apparue significative. Il n'y a aucune différence majeure à signaler entre les trois ensembles d'accidents considérés sauf pour les accidents des utilisateurs du téléphone mobile pour lesquels les variables « type de véhicule » et « type d'utilisation du véhicule » ne se sont pas avérées significatives.

Description des classes par les variables brutes et les variables supplémentaires

Description des classes par certaines variables brutes

La caractérisation de la classe 3 avait fait apparaître comme significatives les modalités « Autres » pour les variables « type de véhicule » et « genre d'accident ». Nous tentons dans cette partie de décrire cette classe par les modalités des variables avant leur regroupement. En procédant de la sorte, nous souhaitons affiner notre compréhension de la classe. Le tableau 23 présente, pour chaque ensemble d'accidents, les modalités des variables significatives (valeur-test supérieure à 2) pour la classe 3.

Tableau 23: Valeurs-tests des modalités avant regroupement des variables caractéristiques pour la classe 3 selon les ensembles d'accidents

Libellé des variables/modalités	Ensemble des accidents	Ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile	Ensemble des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile
Genre d'accident			
• Quitter la chaussée	18,00	N/A	15,67
• Autres collisions	N/A	8,87	N/A
• Garde-fou	N/A	8,19	N/A
• Lampadaire/Poteau	N/A	7,74	N/A
• Piéton	N/A	N/A	11,88

En introduisant les modalités non regroupés, nous constatons que pour la classe 3, les accidents des non-utilisateurs de téléphone mobile se déroulent pour une grande part en quittant la chaussée ou suite à la collision avec un piéton. La situation est telle que « le véhicule laisse la surface de roulement à la suite de la perte de contrôle des commandes de ce véhicule[5] ». Les accidents des utilisateurs du téléphone mobile présentent des genres d'accidents qui impliquent des collisions avec des objets fixes (garde-fou, lampadaire ou poteau).

Description des classes par les variables supplémentaires

Dans cette partie, nous décrivons les classes par les variables supplémentaires, et ce, dans l'objectif d'une meilleure compréhension des classes. Le tableau 24 présente les résultats de cette description.

[5] Intitulé tel que précisé dans le guide de rédaction du rapport d'accident.

Tableau 24: Valeurs-tests des modalités des variables supplémentaires caractéristiques pour les trois classes selon les ensembles d'accidents

Libellé des variables/modalités	Ensemble	utilisateurs	non-utilisateurs
Classe 1			
Période de déplacement			
• Mardi au jeudi	2,90	N/A	2,85
Expérience du conducteur			
• De 15 à 20 ans	2,40	N/A	N/A
Classe 2			
Conditions de luminosité			
• Lumière	4,08	2,74	2,92
Saison de l'accident			
• Eté	2,81	3,50	N/A
• Automne	N/A	N/A	2,58
Sexe du conducteur			
• Femmes	2,80	N/A	3,01
Période de déplacement			
• Samedi ou dimanche	N/A	N/A	2,45
Classe 3			
Période de déplacement			
• Samedi-dimanche	3,71	N/A	3,31
Conditions de luminosité			
• Obscurité	7,36	4,66	5,68
Age en octobre 1999			
• De 16 à 24 ans	3,02	N/A	3,69
Nombre d'accidents depuis 1996			
• Plus d'un accident	2,35	N/A	N/A
Saison de l'accident			
• Hiver	N/A	2,79	N/A

Le tableau 24, en introduisant les variables supplémentaires, nous permet de préciser les classes. Pour la classe 1, il apparaît que l'ensemble des accidents ont lieu en milieu de semaine (mardi au jeudi), les personnes au volant ont beaucoup d'expérience de

conduite (15 à 20 ans). Cette précision de la classe 1 ne peut se confirmer que pour l'ensemble des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile et uniquement pour la période de déplacement dans laquelle se situent les accidents (mardi au jeudi).

Concernant la classe 2, nous pouvons ajouter que pour l'ensemble des accidents, ils se produisent à la lumière du jour, en été, et c'est une femme qui est au volant. La prédominance dans cette classe des accidents à la lumière du jour et en été se retrouve pour l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile. Pour les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile, ils ont lieu à la lumière du jour en automne, une femme est au volant et durant la fin de semaine (samedi ou dimanche).

Des précisions nous sont apportées pour la classe 3. Pour l'ensemble des accidents, nous remarquons que les accidents se déroulent en fin de semaine dans l'obscurité. La personne au volant est relativement jeune (16 à 24 ans) et a déjà eu plus d'un accident depuis 1996. Nous retrouvons la même description pour les accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile sauf que nous n'avons pas de précisions sur le nombre d'accidents depuis 1996. Pour l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone mobile, nous n'avons de l'information supplémentaire que sur les conditions de luminosité et sur la saison puisque les accidents se sont déroulés dans l'obscurité et en hiver.

LIMITES DE NOTRE ÉTUDE

En l'état des données et du cadre de l'analyse, ce travail comporte un certain nombre de limites méthodologiques qu'il convient ici de noter. La première est inhérente à la nature même des données dont nous disposons. Nous nous basons sur deux sources d'informations de fiabilité relativement différentes. En effet, les données concernant l'accident et les conditions de l'accident proviennent du rapport de police alors que l'information sur la possession ou non d'un téléphone mobile durant la période de l'accident est issu de la réponse au questionnaire. D'autre part, les variables dites actives ont pour la plupart des modalités inégales en termes d'effectifs et en les restreignant on ne peut obtenir que deux voire trois modalités par variable. Cette limite apparaît plus au niveau des méthodes statistiques utilisées requérant justement cet équilibre dans les effectifs des modalités considérées. La difficulté s'est située à deux niveaux, celui d'une part de regrouper des modalités ayant des définitions communes et d'autre part d'obtenir des modalités sensiblement égales en termes d'effectifs. L'état des données ne nous offrait pas beaucoup de choix quant aux regroupements de modalités effectués.

La deuxième limite tient plus au cadre d'analyse. Nous ne pouvons en aucun cas être sûr que le conducteur ayant subi un accident de la route utilisait un téléphone mobile au moment même de l'accident. Il aurait été intéressant de disposer d'informations concernant les dernières minutes de communications téléphoniques de ces personnes juste avant l'accident. Ces données n'ont pas été utilisées dans ces analyses. Ces données pourraient augmenter la probabilité de relier l'utilisation du téléphone mobile à l'accident de la route. Cependant, on ne pourrait être sûr des conclusions car beaucoup de facteurs entrent en jeu lors de l'accident. Dans les faits, notre étude utilise une approche descriptive ne permettant nullement des interprétations causales parfois tentantes mais non justifiées dans notre cas.

DISCUSSION

Les limites étant précisées nous effectuons une synthèse et une interprétation des résultats.

Synthèse des résultats de l'analyse factorielle des correspondances

L'analyse en correspondances multiples nous a amenés à dégager cinq facteurs restituant un peu plus de 45% de l'information totale, et ce pour les trois ensembles d'accidents considérés. Nous avons restreint l'interprétation à deux facteurs qui devient difficile après ce nombre, ce qui est en soi une limite de l'ACM. Le premier facteur distingue les caractéristiques généralement associées à la gravité de l'accident en termes de dommages, avec des accidents caractérisés par une forte proportion de dommages corporels. Le deuxième facteur est également lié à la notion de gravité mais plus en termes de véhicules impliqués. Mais nous n'avons pas constaté de différences majeures au niveau de ces facteurs entre les trois ensembles d'accidents considérés.

Synthèse des résultats de la classification ascendante hiérarchique

La classification ascendante hiérarchique jumelée à l'analyse factorielle des correspondances (qui nous a fourni des aides pratiques dans la phase d'interprétation des données), nous ont permis ainsi d'obtenir plus de précisions en procédant par des regroupements d'accidents ayant des caractéristiques communes (classes).

Aucune différence majeure n'a pu être remarquée entre les caractéristiques trouvées pour l'ensemble des accidents des utilisateurs du téléphone et celles pour l'ensemble des accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile. En distinguant les trois classes pour chaque ensemble d'accidents nous aboutissons à une typologie des accidents. Celle-ci n'a pas permis de dire qu'il existe des caractéristiques propres aux

accidents des utilisateurs du téléphone mobile par rapport aux accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile ou à l'ensemble des accidents. Les caractéristiques des classes sont généralement plus marquées dans le groupe des non-utilisateurs du téléphone mobile. Les accidents des utilisateurs de téléphone mobile sont peut être plus atypiques, ce qui expliquerait la relative difficulté à leur associer un type d'accident. La description des classes par les variables supplémentaires, quant à elle, nous a conduit vers plus de précisions sur les conditions dans lesquels se sont produits les accidents et sur des caractéristiques inhérentes au conducteur. Et c'est plus à ce niveau de description que l'on peut réellement distinguer les ensembles d'accidents considérés.

Interprétations

A chacune des classes que nous avons obtenues, et ce pour les trois ensembles d'accidents considérés, nous pouvons attribuer un libellé particulier :

Classe 1 : Accidents entre deux véhicules avec dommages matériels seulement;
Classe 2 : Accidents impliquant plus de deux véhicules avec dommages corporels;
Classe 3 : Accidents avec un seul véhicule impliqué où il y a perte de contrôle.

Il est important de noter que les caractéristiques qui ont permis de décrire le facteur lié à la gravité de l'accident en termes de dommages et celui lié à la gravité en termes de véhicules impliqués se retrouvent dans les trois classes.

Nous obtenons trois classes clairement distinctes. Cependant cette typologie reste sensiblement la même quel que soit l'ensemble d'accidents considéré. À la lumière des résultats, nous ne pouvons donc parler de typologie d'accidents propre à l'utilisation du téléphone mobile. Ainsi, Il ne semblerait pas y avoir de différences dans la manière dont se produisent les accidents des utilisateurs du téléphone mobile par rapport aux accidents des non-utilisateurs du téléphone mobile. Nous tenons tout de même à préciser que les conclusions auxquelles nous aboutissons sont liées aux informations dont nous disposons et que leurs limites ont été abordées dans la section 5. La description de ces trois classes

nous permet tout de même de faire une lecture des conditions entourant l'accident et les caractéristiques inhérentes aux conducteurs :

- Pour les accidents du type « accidents entre deux véhicules avec dommages matériels seulement » des non-utilisateurs du téléphone mobile, ces derniers se déroulent en moyenne plus dans une période de circulation importante (du mardi au jeudi).

- Pour les accidents impliquant « plus de deux véhicules avec dommages corporels », ceux-là ont davantage lieu en été pour les utilisateurs du téléphone mobile et en automne pour les non-utilisateurs du téléphone mobile. Ces derniers ont des accidents en fin de semaine et ce sont en moyenne plus des femmes qui sont au volant. Les utilisateurs comme les non-utilisateurs du téléphone mobile ont des accidents à la lumière du jour.

- Pour les accidents du type « accidents avec un seul véhicule impliqué » des utilisateurs du téléphone mobile, ces derniers se déroulent davantage en hiver dans des conditions de luminosité difficiles (obscurité) et impliquent des collisions avec des objets fixes. Tandis que pour les non-utilisateurs du téléphone mobile, les accidents de ce type sont plus fréquents durant la fin de semaine et dans l'obscurité. Les conducteurs, relativement jeunes (16 à 24 ans), sont impliqués dans des accidents pour la plupart « en quittant la chaussée » ou en entrant en collision avec un piéton.

En groupant l'information fournie par les variables actives et illustratives, nous pouvons décrire de manière plus succincte les trois classes de la manière suivante :

- Classe 1 : Accident en milieu de semaine lors duquel la voiture immobilisée de l'accidenté a été heurtée par un deuxième véhicule ce qui a produit des dommages exclusivement matériels.

- Classe 2 : Accident en plein jour lors duquel la voiture a été heurtée par au moins un autre véhicule en automne ou en été entraînant des dommages corporels.

- Classe 3 : Accident dans lequel un seul véhicule autre qu'automobile est impliqué dans la collision avec un objet fixe ou en quittant la chaussée suite à une perte de contrôle du véhicule par des jeunes conducteurs (16 à 24 ans) alors qu'ils roulaient tout droit à une vitesse autorisée assez rapide (60 à 100 km/h) en hiver dans des conditions de luminosité faibles.

CONCLUSION

Notre étude consistait à aborder la question du lien qui pourrait exister entre l'utilisation du téléphone mobile et les accidents d'une manière différente par le biais de l'élaboration d'une typologie des accidents. Nous sommes parvenus à dégager une typologie des accidents avec les données dont nous disposions. Cependant, nous n'avons pas obtenus de typologie des accidents des utilisateurs du téléphone mobile qui soit différente de celle des non-utilisateurs du téléphone mobile. Peut-être qu'avec plus d'informations sur les accidents, se traduisant par plus de variables, le résultat aurait pu être autre. Dans le prolongement de notre étude, il serait intéressant de disposer d'informations concernant les dernières minutes de communications téléphoniques des personnes juste avant l'accident. Nous pourrions, dès lors, distinguer de manière plus précise les utilisateurs des non-utilisateurs du téléphone mobile.

Par ailleurs, il faudrait aussi se pencher sur les conditions entourant l'accident et les caractéristiques propres au conducteur car elles peuvent être des causes explicatives de l'accident au même titre que l'utilisation du téléphone mobile.

BIBLIOGRAPHIE

BENZÉCRI, J.P., (1979) L'analyse des correspondances. Tome II, Dunod : Paris.

BENZÉCRI, J.-P., (1984) Pratique de l'analyse des données : Analyse des correspondances et classification. Tome III, Dunod : Paris.

BROOKHUIS, K.A., DE VRIES, G., DE WAARD, D. (1991) "The effects of mobile telephoning on driving performance", Accident Analysis and Prevention, Volume 23, N°4, pp 309-316.

DECISIA. SPAD© Version 5.0 - Logiciel d'analyse de données. Paris.

COOPER, P.J., (1990) "Differences in accident characteristics among elderly drivers and between elderly and middle-aged drivers", Accident Analysis and Prevention, Volume 22, No5, pp 499-508.

CROCKETT, R.O., (2001) "Wireless work, mobile net access is changing the way we do our jobs. Now, even starbucks or your car can be extensions of the workplace ", *Business Week*, New York , Iss. 3746 : p 150.

ESCOFIER, B., PAGÈS, J., (1998) Analyses factorielles simple et multiple : objectifs, méthodes et interprétation, Dunod: Paris.

FILION, L.J., (2000), "Typologie d'entrepreneurs. Est-ce vraiment utile?", Cahiers de Recherche, Chaire d'entrepreneurship Mc Lean Hunter, HEC-Montréal, No2000-14.

LABERGE-NADEAU, C., MAAG, U, BELLAVANCE, F., DESJARDINS, D., MESSIER, S., SAIDI, A. , (2001) "Les téléphones mobiles/cellulaires et le risque d'accidents", Rapport Final, Publication CRT-2001-03.

LEBART, L., MORINEAU, A., PIRON, M., (1997) Statistiques exploratoire multidimensionnelle. Dunod: Paris.

MAAG, U., LABERGE-NADEAU, C., DESJARDINS, D., MESSIER, S., (1996), "Typologie des accidents et conditions médicales", Laboratoire sur la sécurité des transports, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

MASSIE, D.L., CAMPBELL, K.L., BLOWER, D.F., (1993), "Development of a collision typology for evaluation of collision avoidance strategies", Accident Analysis and Prevention, Volume 25, No3, pp 241-257.

McKINLEY Jr, J.C., (2001) "New York Votes to Ban Phones Held by Drivers", *New York Times*, 26 juin 2001.

MILLER, D., (1996) " Configurations revisited", Strategic Management Journal, Volume 17, pp. 505-512.

NATIONAL HIGHWAY TRAFFIC SAFETY ADMINISTRATION (2001) " Driver inattention is a major factor in serious traffic crashes", Technology Transfer Series, N° 243, avril 2001.

REDELMEIER, D.A., TIBSHIRANI, R.J., (1997) "Association Between Cellular-Telephone Calls and Motor Vehicle Collisions", New England Journal. of Medecine, Volume 336, pp 453-458.

SAAQ (2001), " Bilan routier 2000 : dossier de presse", Ministère des transports, Québec.

SAAQ (2001), "Guide de rédaction du rapport d'accident de véhicules routiers",Ministère des transports, Québec.

TAVRIS, D.R., KUHN, E.M., LAYDE, P.M., (2001) "Age and gender patterns in motor vehicle crash injuries: importance of type of crash and occupant role", Accident Analysis and Prevention, Volume 33, pp 167-172.

THIETART, R.A. et al., (1999) Méthodes de recherche en management, Dunod: Paris.

CHAPITRE IV

La méthode du cas chassé-croisé (case-crossover) surestime-t-elle le risque réel d'accident en conversant au téléphone? (Volet 3)

Auteurs : François Bellevance, Sophie Lapierre, Jean-François Angers, Mustapha Bourhattas, Marie-Hélène Leroux, Stéphane Messier, Claire Laberge-Nadeau.

CHAPITRE IV

La méthode du cas chassé-croisé (case-crossover) surestime-t-elle le risque réel d'accident en conversant au téléphone? (Volet 3)

Auteurs : François Bellevance, Sophie Lapierre, Jean-François Angers, Mustapha Bourhattas, Marie-Hélène Leroux, Stéphane Messier, Claire Laberge-Nadeau.

Le devis cas chassé-croisé a été proposé il y a une dizaine d'années dans le but d'éviter un biais de sélection dans une étude ayant pour objectif d'estimer le risque d'un infarctus du myocarde après une exposition à un événement intermittent comme un effort physique (Maclure, 1991). Plus récemment, ce devis expérimental a été utilisé pour étudier l'association entre l'utilisation du téléphone mobile au volant et les accidents de la route (Redelmeier et Tibshirani, 1997a). L'avantage principal de cette méthode est qu'il n'y ait pas besoin d'un groupe témoin (Redelmeier et Tibshirani, 1997b). En d'autres termes, chaque individu devant servir comme son propre témoin historique, les caractéristiques confondantes d'un groupe témoin dues à des déterminants difficilement contrôlables des sujets, tels que l'âge, le sexe, les habitudes de conduite, etc., sont automatiquement éliminées. En plus, ce principe du « self-matching » permet d'avoir une taille de l'échantillon plus ou moins réduite, sans perte au niveau de la puissance statistique.

Essentiellement, la méthode du cas-chassé-croisé appliquée à l'estimation du risque d'accident associé à l'utilisation du téléphone mobile (TM) consiste à comparer la fréquence d'exposition durant un intervalle de temps juste avant l'événement avec la fréquence d'exposition au risque durant un intervalle de temps pour une période contrôle. En plus du choix de la longueur des intervalles de temps, une source de biais importante de cette méthode est le biais de mauvaise classification. Pour illustrer l'importance de cette dernière source de biais, considérons le tableau 1 qui présente les résultats provenant de l'étude de Redelmeier et Tibshirani (1997a) (voir également Tibshirani et Redelmeier, 1997).

Tableau 1 : résultats de l'étude cas-chassé-croisé de Redelmeier et Tibshirani (1997).

		Au téléphone durant l'intervalle de contrôle le jour précédant l'accident	
		Oui	Non
Au téléphone durant l'intervalle de temps en minutes [-10, -1] juste avant l'heure de l'accident	Oui	13	157
	Non	24	505

Dans l'échantillon de 699 utilisateurs ayant eu un accident avec dommage matériel seulement entre le 1 juillet 1994 et le 31 août 1995 dans la région de Toronto, 157 étaient au téléphone durant l'intervalle

de temps juste avant l'accident sans être au téléphone lors de la période contrôle le jour précédant l'accident. Aussi, 24 utilisateurs ayant eu un accident n'ont pas utilisé leur téléphone durant l'intervalle de temps juste avant l'accident mais étaient au téléphone lors de la période contrôle le jour précédent l'accident (tableau 1). La méthode du cas-chassé-croisé estime le risque relatif par le ratio 157/24 = 6,54. Cette estimation est obtenue en faisant l'hypothèse que les sujets étaient au volant durant la période de contrôle, ce qui vient ajouter aux sources de biais de cette méthode. Pour corriger pour cette dernière source de biais, les auteurs ont mené une enquête auprès de 100 utilisateurs parmi lesquelles 65% ont répondu qu'ils étaient au volant pendant la période contrôle. En utilisant ce facteur de correction, Redelmeier et Tibshirani (1997a) ont estimé le risque relatif d'avoir un accident en utilisant un téléphone mobile en conduisant à 6,54 x 0,65 = 4,3.

Rappelons que l'étude épidémiologique de Laberge-Nadeau et al. (2003) était composé d'un échantillon de 9352 conducteurs utilisateurs d'un téléphone mobile et de 3330 conductrices utilisatrices d'un téléphone mobile et d'une cohorte témoin de 13590 conducteurs non-utilisateurs du téléphone mobile et de 9797 conductrices non-utilisatrices. En analysant le dossier des accidents, dans les fichiers de la SAAQ, survenus entre le 1 janvier 1996 et le 31 août 2000, les auteurs ont obtenu un rapport de cote ajusté de 1,11 pour les hommes et de 1,21 pour les femmes en tenant compte du kilométrage annuel de chacun et d'autres variables d'exposition. Une analyse plus fine des données des utilisateurs et utilisatrices a permis d'établir une relation entre la fréquence d'utilisation du téléphone mobile et le risque d'accident. Les utilisateurs fréquents, comparativement aux utilisateurs qui utilisent rarement le téléphone mobile, ont un rapport de cote ajusté variant entre 2,21 et 2,73. Chez les femmes, le rapport de cote pour les utilisatrices fréquentes est de 2,60. Ces risques sont beaucoup moindre que ceux estimés dans l'étude de Redelmeier et Tibshirani (1997a).

Pour s'assurer que la différence importante observée entre les résultats de Laberge-Nadeau et al. (2003) et ceux de Redelmeier et Tibshirani (1997a) est causée par la méthodologie utilisée plutôt que par la sélection des échantillons, nous avons également utilisé la méthode du cas-chassé-croisé avec les données de l'étude de Laberge-Nadeau et al. (2003) mais comme ces auteurs. Pour la période du 1 août 1998 au 31 août 2000, où nous disposions des données des compagnies de téléphone sur l'utilisation du téléphone mobile (19 millions d'appels), il y a eu 455 accidents avec dommage matériel ou corporel chez tous les utilisateurs (12 546). La méthode du cas-chassé-croissé appliquée à ces données estime le risque relatif à 4,59 en enlevant les appels d'urgence. En considérant seulement

les 323 accidents avec dommage matériel seulement comme Redelmeier et Tibshirani l'ont fait, le risque relatif estimé est de 4,92. Ces dernières estimations suggèrent fortement que c'est la méthode du cas-chassé-croisé, appliquée au contexte du téléphone mobile au volant, qui tend à donner de grandes valeurs pour l'estimation du risque relatif.

Une importante source de biais possible dans l'utilisation de la méthode du cas chassé-croisé est la mauvaise classification d'appels téléphoniques à cause de l'inexactitude de l'heure des accidents dans les rapports de police. En effet, les données sur l'heure des appels sont très précises, mais les données sur l'heure des accidents sont approximatives et plus souvent qu'autrement un multiple de cinq minutes. Pour l'ensemble des répondants dans l'étude de Laberge-Nadeau et al. (2003), 2062 accidents ont été rapportés par les policiers pour la période du 1 janvier 1996 au 31 août 2000. La distribution des minutes de l'heure des accidents est présentée à la figure 1. Au total, 76,7% des heures rapportées des accidents sont un multiple de cinq minutes. Dans sa thèse de doctorat, N'Zué (2002) a observé le même phénomène. Sur 15 584 accidents, 87% ont été arrondis à 5 minutes près et 45% l'ont été à 15 minutes.

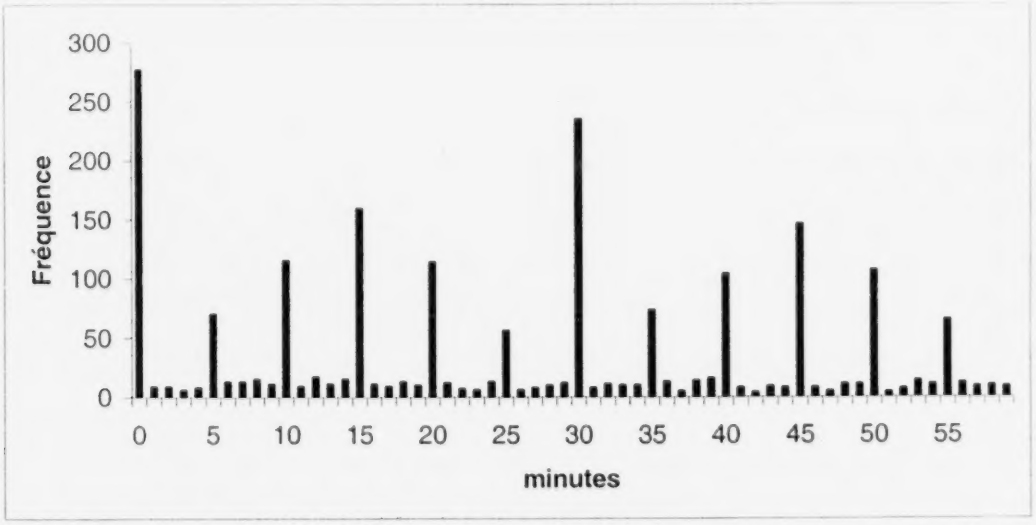


Figure 1 : Distribution des minutes de l'heure des accidents dans l'étude de Laberge-Nadeau et al. (2003) (n=2062).

Un échantillon de 104 accidents extrait des données de l'étude de Laberge-Nadeau *et al.* (2003), a permis de faire une analyse descriptive de la comparaison de l'heure d'un appel d'urgence à partir du téléphone d'un utilisateur et de l'heure de l'accident dans lequel il a été impliqué et rapporté par un policier. La distribution de la différence de temps entre l'appel d'urgence (911 ou *4141) et l'heure de l'accident dans le rapport de police est présentée dans la figure 2.

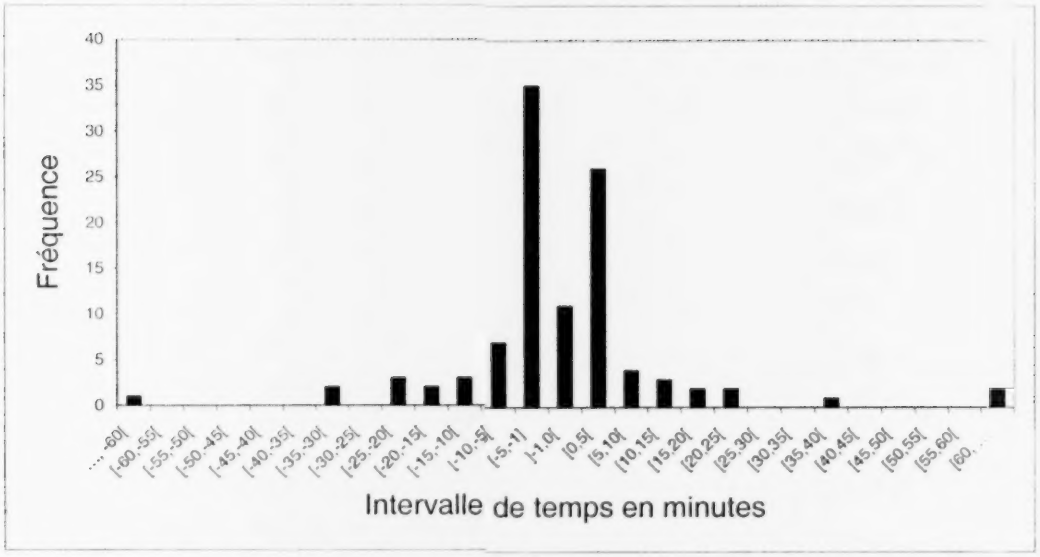


Figure 2 : Distribution de la différence de temps entre l'appel d'urgence (911 ou *4141) et l'heure de l'accident notée au rapport de police dans l'étude de Laberge-Nadeau et al. (2003) (n=104).

Dans 61% des cas, l'heure de l'appel d'urgence était inférieure à l'heure de l'accident dans le rapport de police. Ces résultats montrent très clairement que l'heure inscrite dans le rapport de police est très souvent supérieure à l'heure réelle de l'accident.

De plus, sur 19 millions d'appels, nous avions vérifié que le jour d'un accident, les utilisateurs font en moyenne beaucoup plus d'appels que tout autre jour. Ce surplus d'appels est généralement fait tout de suite après l'accident pour prévenir les secours et/ou les proches selon les répondants au questionnaire. En fait, un grand nombre d'utilisateurs du téléphone mobile appelle à un autre numéro qu'à un service d'urgence après un accident (Tableau 49 du rapport de Laberge-Nadeau et al., 2001). Ces résultats suggèrent qu'un nombre non négligeable d'appels ayant eu lieu quelques minutes avant l'heure de l'accident inscrite dans le rapport de police, ont en réalité été fait après la survenue de l'accident et pas nécessairement à un service d'urgence. Ces appels seront alors mal classifiés dans les analyses utilisant la méthode du cas chassé-croisé et contribueront à surestimer le risque relatif. Il faut également noter que dans l'étude de Redelmeier et Tibshirani (1997a), la totalité des accidents sont avec dommage matériel seulement, ce qui rend moins urgent un appel à un service d'urgence et augmente ainsi la probabilité de faire un appel au travail ou à un membre de la famille en premier lieu.

Malgré certaines précautions prisent par Redelmeier et Tibshirani (1997a) dans leurs analyses, comme l'élimination des appels faits au 911, et la considération de différents intervalles de temps avant l'heure de l'accident, les facteurs que nous venons d'énumérer suggèrent que plusieurs appels faits

après l'accident sont comptabilisés dans l'intervalle de temps juste avant l'accident. Pour ce qui est du calcul des fréquences durant la période contrôle, le fait que la durée des appels est en moyenne très courte, que l'intervalle de temps de la période contrôle est également relativement petit et que le nombre moyen d'appels pour un jour normal est relativement faible, nous pouvons nous attendre à ce que le nombre d'appels soit petit le jour précédent l'accident dans un intervalle de temps très précis et court (15 minutes ou moins). Par conséquent, il est naturel, dans le calcul du risque par la méthode du cas-chassé-croisé dans cette problématique, d'obtenir une fréquence élevée pour le numérateur et une fréquence petite pour le dénominateur résultant en un risque élevé. Notons qu'une erreur dans la mesure des fréquences qui remplacerait 157 par 150 et 24 par 30 dans le tableau 1, réduirait l'estimation du risque de 6,5 à 5. Ainsi, dans des cas où des erreurs de classification des appels sont commises, la valeur du risque à évaluer peut se trouver significativement altérée.

L'objectif du troisième volet de recherche est de vérifier la pertinence de la méthode du cas-chassé-croisé employée par Redelmeier et Tibshirani (1997a) pour évaluer le risque d'accident de la route associé à une communication téléphonique au volant. En particulier nous voulons estimer le biais de cette méthode dans cette problématique. Pour ce faire, nous avons utilisé des simulations.

À partir des données recueillies dans l'étude de Laberge-Nadeau et al. (2003), nous avons estimé les distributions de l'heure du début des appels, de la durée des appels et de l'heure des accidents. Les figures 3, 4 et 5 présentent ces trois distributions.

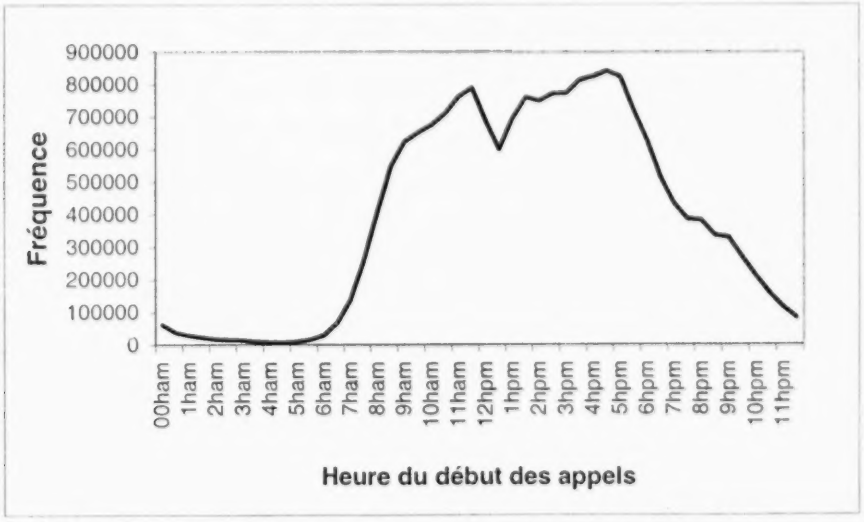


Figure 3 : Distribution de l'heure du début des appels dans l'étude de Laberge-Nadeau et al. (2003)

Dans la figure 3, nous remarquons que la majorité des appels se font entre 8h00 et 21h00.

Pour ce qui est de la durée des appels (figure 4), la très grande majorité dure moins de 120 secondes.

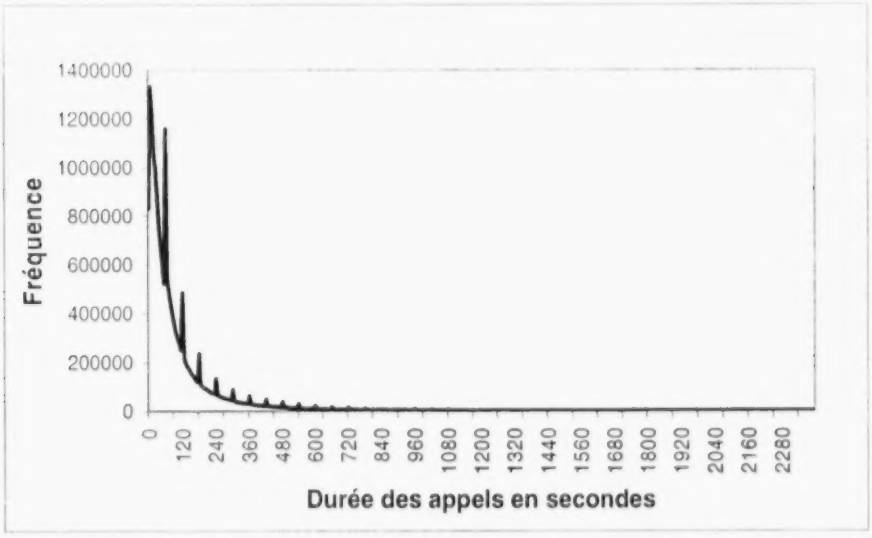


Figure 4 : Distribution de la durée des appels dans l'étude de Laberge-Nadeau et al. (2003).

Pour ce qui est des taux d'accidents selon l'heure de la journée, la figure 5 nous indique un plus grand nombre d'accidents entre 7h00 et 9h00 le matin et en fin d'après-midi entre 16h00 et 18h00.

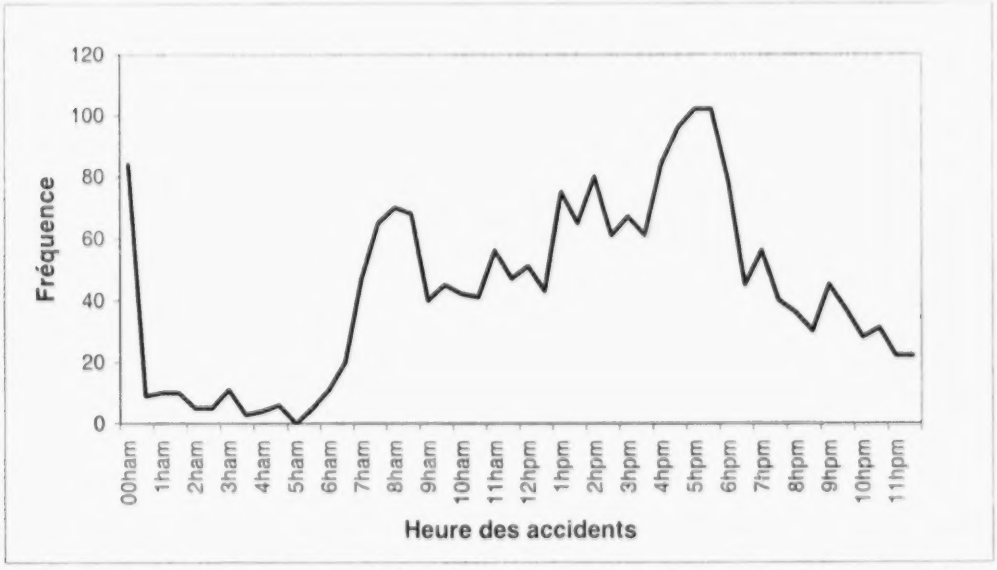


Figure 5 : Distribution de l'heure des accidents dans l'étude de Laberge-Nadeau et al. (2003).

N.B. Ce mode à minuit des collisions rapportées par la police correspond à l'artéfact suivant : lorsque le policier n'inscrit pas l'heure, le système inscrit 00 (donc minuit) par défaut.

Nous avons utilisé ces distributions pour simuler des données d'appels et d'accidents. Pendant la durée d'un appel, la probabilité d'avoir un accident a été multipliée par un certain risque relatif que nous avons fixé avant le début des simulations. Lors d'un accident, nous avons également généré une erreur aléatoire pour l'heure inscrite dans le rapport de police. Cette erreur a été générée de façon à obtenir une distribution des heures qui favorisent les multiples de cinq minutes et une plus grande proportion d'accidents avec une heure inscrite dans le rapport de police qui est plus grande que l'heure exacte de l'accident afin d'obtenir des résultats simulés qui s'approchent des distributions observées dans les figures 1 et 2. Voici de façon précise comment ont été générées dans les simulations les erreurs pour l'heure des accidents inscrite dans les rapports de police :

- arrondir à la 15e minute supérieure la plus près de l'heure exacte de l'accident, avec une probabilité de 45%;
- arrondir à la 15e minute inférieure la plus près de l'heure exacte de l'accident, avec une probabilité de 5%;
- arrondir à la 5e minute supérieure la plus près de l'heure exacte de l'accident, avec une probabilité de 29,7%;
- arrondir à la 5e minute inférieure la plus près de l'heure exacte de l'accident, avec une probabilité de 3,3%;
- arrondir à la 30e minute supérieure la plus près de l'heure exacte de l'accident, avec une probabilité de 4,5%;
- arrondir à la 30e minute inférieure la plus près de l'heure exacte de l'accident, avec une probabilité de 0,5%;
- ajouter à l'heure exacte de l'accident et avec une probabilité de 10,8% un nombre X de secondes, ce nombre X étant choisi aléatoirement entre 0 et 100 selon une loi uniforme;
- soustraire à l'heure exacte de l'accident et avec une probabilité de 1,2% un nombre X de secondes, ce nombre X étant choisi aléatoirement entre 0 et 100 selon une loi uniforme;

Pour les simulations, nous avons suivi pendant une période de 18 mois, avec des pas de 10 secondes, des individus virtuels qui conduisent et utilisent un téléphone mobile. À chaque pas de 10 secondes, nous générons le résultat d'une variable aléatoire binomiale nous indiquant si le conducteur débute ou non un appel téléphonique. La probabilité d'un appel téléphonique dépend de l'heure de la journée et est donnée à la figure 3. Si le résultat est qu'il y a un appel téléphonique, nous générons sa durée en utilisant la distribution à la figure 4. À chaque pas de 10 secondes, nous générons également le résultat d'une variable aléatoire binomiale nous indiquant si le conducteur a un accident ou non. La probabilité d'avoir un accident dépend de l'heure de la journée et si le conducteur est au téléphone ou non. Si le conducteur n'est pas au téléphone, la probabilité d'avoir un accident est générée selon la distribution à la figure 5. Si le conducteur est au téléphone, la probabilité d'avoir un accident est égale à la probabilité d'avoir un accident sans être au téléphone, multipliée par le risque relatif fixé avant

d'entreprendre les simulations. Le critère d'arrêt d'un ensemble de simulations a été établi à 5000 individus virtuels qui ont eu au moins un accident pendant la période de suivi de 18 mois.

Le tableau 2 présente les résultats des simulations, voici comment il a été construit. Nous avons généré cinq ensembles de données de 5000 individus virtuels avec au moins un accident, un ensemble pour chacun des risques relatifs suivant : 1,5, 2, 3, 4 et 5 (1^{ière} colonne du tableau 2). Pour chacun des cinq ensembles de données, nous avons appliqué la méthode du cas chassé-croisé pour estimer le risque relatif. Nous avons effectué les calculs du risque relatif en utilisant l'heure exacte de l'accident (4^{ième} colonne) et l'heure inexacte (6^{ième} colonne) inscrite dans le rapport de police qui a été générée selon la méthode décrite plus haut. Nous avons également calculé les risques relatifs en faisant varier l'intervalle de temps avant l'heure de l'accident ; les valeurs utilisées pour l'intervalle de temps varient entre 0, qui correspond à l'heure exacte de l'accident, et 15 minutes (3^{ième} colonne). Finalement nous avons utilisé 30 jours de contrôle différents, soit chacun des 30 jours précédants l'accident. Pour chaque cas, nous avons calculé la moyenne et l'écart type des 30 risques relatifs estimés. L'utilisation de 30 jours contrôles pareils permet d'obtenir une estimation plus précise du risque relatif obtenu en appliquant la méthode du cas-chassé-croisé.

Les résultats des simulations sont présentés dans le tableau 2. Sommairement, le devis cas-chassé-croisé donne une estimation sans biais du risque relatif lorsqu'il est estimé en utilisant l'heure exacte des accidents générée par les simulations et que l'intervalle de temps considéré est moindre que la durée moyenne des appels téléphoniques. Par contre, lorsque nous utilisons l'heure inexacte inscrite dans le rapport de police, nous obtenons des estimations du risque relatif qui sont jusqu'à trois fois plus grandes que le vrai risque. Le biais occasionné par une mauvaise classification d'appels est plus grand pour les valeurs plus petites du risque relatif (RR de 1,5, 2 et 3).

Tableau 2 : Résultats des simulations qui calculent des risques relatifs selon les conditions des simulations.

Risque relatif fixé pour les simulations	Risque relatif observé dans les simulations	Intervalle de temps en minutes avant l'accident	Moyenne estimée du risque relatif avec heure exacte de l'accident	Écart type	Moyenne estimée du risque relatif avec heure inexacte de l'accident	Écart type
1,5	1,49	0	1,62	0,25	4,98	0,86
		0,5	1,65	0,23	5,00	0,79
		1	1,55	0,17	5,18	0,75
		2	1,31	0,12	5,07	0,65
		3	1,19	0,10	4,97	0,51
		4	1,14	0,08	4,70	0,50
		5	1,09	0,07	4,37	0,41
		10	1,04	0,05	3,42	0,23
		15	1,03	0,05	2,87	0,16
2	1,81	0	1,58	0,26	4,05	0,56
		0,5	1,50	0,22	4,34	0,54
		1	1,37	0,20	4,50	0,49
		2	1,47	0,17	4,07	0,43
		3	1,43	0,16	3,90	0,41
		4	1,32	0,13	3,73	0,34
		5	1,36	0,13	3,58	0,34
		10	1,28	0,10	2,98	0,20
		15	1,20	0,08	2,53	0,18
3	3,26	0	3,16	0,58	5,82	0,82
		0,5	2,83	0,47	6,21	1,00
		1	2,61	0,41	6,37	0,87
		2	2,23	0,29	6,02	0,67
		3	1,98	0,23	5,69	0,52
		4	1,80	0,19	5,41	0,51
		5	1,74	0,17	5,06	0,38
		10	1,43	0,12	4,05	0,28
		15	1,26	0,08	3,32	0,20
4	3,81	0	4,16	0,53	6,52	0,98
		0,5	3,67	0,39	6,74	0,91
		1	3,22	0,35	6,91	0,89
		2	2,66	0,25	6,90	0,74
		3	2,40	0,22	6,54	0,70
		4	2,26	0,21	6,06	0,54
		5	2,09	0,18	5,73	0,49
		10	1,56	0,08	4,36	0,25
		15	1,40	0,07	3,52	0,19
5	4,69	0	5,12	0,90	6,77	1,01
		0,5	4,70	0,70	7,05	1,05
		1	4,21	0,60	6,88	0,84
		2	3,30	0,34	6,68	0,58
		3	2,85	0,24	6,16	0,56
		4	2,57	0,20	5,94	0,51
		5	2,33	0,19	5,56	0,48
		10	1,81	0,14	4,24	0,36
		15	1,61	0,12	3,46	0,27

Le 0 (3ième colonne) correspond à l'heure exacte de l'accident – c'est la référence.

Finalement, notons que la longueur de l'intervalle de temps a un impact important sur l'estimation du risque relatif. Plus la longueur de l'intervalle est grande et s'éloigne de la durée moyenne des appels, plus la méthode du cas-chassé-croisé sous-estime le risque réel. Il faut donc être très prudent dans

l'utilisation de cette méthode en pratique, car les sources de biais peuvent être nombreuses et importantes.

Nous pouvons nous interroger sur le choix de l'intervalle de temps retenu par Redelmeier et Thibshirani (1997) qui ont fait différents essais avec des intervalles de -1 à -10 minutes et de -1 à – 15 minutes. La variation des risques relatifs obtenus est relativement grande selon le choix de cet intervalle car ce dernier permet de déterminer quels accidents font partie ou non du calcul du risque. Un second point très important consiste à s'assurer de bien classer les accidents selon la période avant et après l'accident. Puisque plusieurs utilisateurs utilisent leur téléphone immédiatement après un accident, il est facile d'identifier ces appels comme ayant été faits avant l'accident alors qu'il s'agit d'une erreur provoquée par l'imprécision de l'heure de l'accident inscrite par la police.

References

Laberge-Nadeau C., Maag U., Bellavance F., Lapierre S.D., Desjardins D., Messier S., Saidi A., Les téléphone mobiles/cellulaires et le risque d'accidents, rapport final, CRT-2001-03, Laboratoire sur la sécurité des transports du CRT, janvier 2001, 136 p. + annexes.

Laberge-Nadeau C., Maag U., Bellavance F., Lapierre S.D., Desjardins D., Messier S., Saidi A.; Wireless telephones and the risk of road crashes; Accid. Anal. & Prev., Vol 35 No 5, Sept 2003, pp.649-660

MACLURE M. The case crossover design: a method for studying transient effects on the risk of acute events. American Journal of Epidemiology, vol. 133, pp. 144-153, 1991.

N'Zué A. K., Theses, Évaluation du système de gestion autoroutière de Montréal sur les accidents et sur les délais d'intervention des services d'urgence, Dépt. de Médecine sociale et préventive, Faculté de médecine. Université de Montréal, 2002 126 p.

REDELMEIER D.A., et TIBSHIRANI R.J., Association Between Cellular-Telephone Calls and Motor Vehicle Collisions, N. Engl. J. of Med., Vol 336, pp 453-458, 1997a.

REDELMEIER D.A., et TIBSHIRANI R.J., Interpretation and Biais in case-crossover studies. Journal of Clinical Epidemiology, vol. 50, pp. 1281-1287, 1997b.

TIBSHIRANI R.J. et REDELMEIER D.A., Cellular telephones and motor-vehicle collisions : some variations on matched-pairs analysis. The Canadian Journal of Statistics, vol. 25, pp.581-591, 1997.

CHAPITRE V

Le téléphone au volant et l'estimation du risque d'accidents à l'aide d'analyses bayésiennes. (Volet 4)

Auteurs : Jean-François Angers, François Bellavance Stéphane Courchesne, Louis François Poirier, José René Ramírez Rivera, Denise Desjardins.

CHAPITRE V

Le téléphone au volant et l'estimation du risque d'accidents à l'aide d'analyses bayésiennes. (Volet 4)

Auteurs : Jean-François Angers, François Bellavance Stéphane Courchesne[6], Louis François Poirier, José René Ramírez Rivera, Denise Desjardins.

1. Introduction

Dans le cadre du volet 4, nous cherchons à évaluer le risque relatif d'avoir un accident lorsque le conducteur utilise son téléphone cellulaire et de quantifier ce risque en fonction de la fréquence d'utilisation. Une approche bayésienne est utilisée afin d'imputer les informations manquantes. Ces travaux ont été réalisés par :

1. Stéphane Courchesne dans le cadre d'une maîtrise de recherche en statistique;
2. Louis François Poirier dans le cadre d'un mémoire de fin d'étude (MAT 4000);
3. José René Rivera Ramirez dans le cadre d'une maîtrise de statistique avec stage.

Tous ces étudiants ont été supervisés par Jean-François Angers du Département de mathématiques et de statistique (DMS) de l'Université de Montréal en collaboration avec François Bellavance (HEC), Denise Desjardins (CRT) et Urs Maag (DMS).

Objectifs : Une technique d'analyse statistique de plus en plus utilisée, l'analyse bayésienne, nous permet de nous rapprocher davantage de l'estimation du risque d'accident selon l'utilisation ou non du téléphone cellulaire en conduisant et la fréquence des appels par utilisateur. Le principal avantage d'utiliser une approche bayésienne est que le risque considéré est ajusté selon la probabilité qu'un conducteur parle ou non au téléphone au moment de l'accident.

Méthode : À l'aide du fichier contenant 19 millions d'appels téléphoniques, nous avons construit la densité *a priori* de la probabilité qu'une personne utilise un téléphone cellulaire. Cette étape est réalisée en modélisant la répartition empirique, dans une journée de 24 heures, des appels téléphoniques à l'aide d'une densité de von Mises (Mardia K.V. (1972). La même procédure est utilisée pour construire la densité *a priori* de la probabilité d'avoir un accident. Cependant, étant donnée la multimodalité de la répartition empirique des accidents, nous devons utiliser un mélange de quatre densités de von Mises. L'ajustement est fait avec l'algorithme EM (Dempster *et al.*, 1977). Les densités *a priori* d'utiliser un téléphone cellulaire et d'avoir un accident sont ainsi obtenues.

En utilisant une fenêtre de temps de quinze minutes avant les heures d'accidents inscrites dans les rapports de police, nous pouvons aussi obtenir une densité *a priori* sur les probabilités marginales d'avoir un accident et d'utiliser un téléphone cellulaire. À l'aide des fichiers sur les appels et celui sur les accidents et du modèle *a priori* développé précédemment, nous pouvons compléter le tableau de contingence ci-dessous et ainsi calculer le rapport de cotes et les risques relatifs afin de vérifier si le fait d'utiliser le téléphone cellulaire au volant augmente le risque d'avoir un accident.

Selon la base de données des seuls utilisateurs de téléphone (Laberge-Nadeau et al. 2001), certaines valeurs sont connues et elles sont transformées en personnes-minutes en multipliant par 15, alors que d'autres sont à estimer. À l'aide du tableau de contingence ainsi complété, un risque relatif (RR) peut

[6] Le texte portant sur le volet 4 provient en partie d'un texte écrit par S. Courchesne (maîtrise).

être estimé. Le risque relatif est obtenu en complétant le tableau de contingence plusieurs fois selon trois scénarios et en pondérant les risques obtenus en fonction de la vraisemblance du tableau. Voici comment les trois scénarios sont construits étant donné un accident, la fenêtre de 15 minutes avant l'heure indiquée par la police est examinée informatiquement pour chaque sujet.

1) L'appel le plus près avant l'heure de l'accident inscrite par la police et sa durée en minutes.
2) L'appel le plus court dans l'intervalle de 15 minutes.
3) L'appel le plus long dans l'intervalle de 15 minutes.

Le complément du temps passé au téléphone, c'est-à-dire lorsque la personne ne fait pas d'appel, est aussi retenu, par exemple si elle a passé 3 minutes au téléphone, elle est aussi présente pour les 12 minutes restantes mais cette fois dans la catégorie pas exposé au téléphone. C'est pourquoi les conducteurs sont tous transformés en personnes-minutes. La fenêtre de 15 minutes fut choisie comme étant probable qu'il y ait un lien entre l'appel comme étant survenu avant l'accident et non pas l'appel placé après l'accident. Selon N'Zué (2002), un calcul sur 15 584 accidents montre que la police arrondit l'heure d'accident à 5 minutes près dans 87% des cas et à 15 minutes près dans 45% des cas. Il ne faut pas contaminer ces données en prenant des appels faits après l'accident si l'on veut estimer le risque d'avoir un accident et être au téléphone. Sur les 6 391 seuls utilisateurs de téléphone mobile, 4% ont été impliqués dans au moins un accident alors que 99 conducteurs ont été impliqués dans 104 accidents lorsqu'ils étaient au téléphone dans l'intervalle de 15 minutes avant l'heure inscrite par la police, ce qui représente 1,5% sur 2 ans ou 0.75% sur une base annuelle.

Tableau de contingence observé

		Avoir un accident ?		
		Oui	Non	Total :
Être au Téléphone ?	Oui	140	Non observé	
	Non	6955		
	Total :	7095		**95865**

95865 personnes-minutes = 6391 seuls utilisateurs x 15 minutes

Dans un tableau de contingence 2×2, une mesure d'association est le risque relatif. Ce dernier est défini comme suit :

$$\begin{aligned} RR &= \frac{\Pr(\text{avoir un accident} \mid \text{être au téléphone})}{\Pr(\text{avoir un accident} \mid \text{ne pas être au téléphone})} \\ &= \frac{n_{11}/(n_{11}+n_{12})}{n_{21}/(n_{21}+n_{22})} \\ &= \frac{n_{11}(n_{21}+n_{22})}{n_{21}(n_{11}+n_{12})}, \end{aligned}$$

où les n_{ij} sont les observations dans les cellules (i,j), $i,j = 1,2$ d'un tableau de contingence 2×2 où X est défini comme « utiliser un téléphone cellulaire » et Y est défini comme « avoir un accident de voiture ».

X Utiliser téléphone	Y Avoir accident		
	Oui	Non	Total
Oui	n_{11}	n_{12}	n_{1+}
Non	n_{21}	n_{22}	n_{2+}
Total	n_{+1}	n_{+2}	n_{++}

Il est à noter qu'à l'aide de nos bases de données, seulement n_{11} et n_{21} sont observables. Cependant, en utilisant la méthodologie présentée dans Courchesne (2002), nous sommes capables de calculer le risque relatif.

Nous utilisons le risque relatif pour sa simplicité d'interprétation. Par exemple, si RR=1,50, alors l'utilisation du téléphone cellulaire durant la conduite d'un véhicule augmente la probabilité d'avoir un accident de 50%. Si le risque relatif est 1, alors il y a indépendance entre les deux variables.

Dans ce volet, nous avons calculé le risque relatif pour l'ensemble des seuls utilisateurs d'un téléphone cellulaire qui sont au nombre de 6391. Pour la suite, nous avons divisé ces derniers en fonction de leur fréquence d'utilisation. Chacune des classes comporte environ 20% des utilisateurs. Les classes utilisées sont

- [0; 1) appel par jour en moyenne,
- [1; 2) appels par jour en moyenne,
- [2;3,5) appels par jour en moyenne,
- [3,5;7) appels par jour en moyenne,
- [7, ∞) appels par jour en moyenne.

Finalement, nous avons calculé le risque relatif d'avoir un accident en fonction des classes d'utilisateurs et pour tous les utilisateurs.

2. Modélisation des événements «utiliser un téléphone cellulaire» et «avoir un accident»

La modélisation est présentée en détail pour l'ensemble des données. Cependant, les résultats pour tous les intervalles seront présentés à la section 3. Afin de calculer le risque relatif, nous avons considéré uniquement une période de quinze minutes avant l'heure des accidents rapportés par la police. Les appels au 911 ont aussi été éliminés. De plus, nous avons fait les hypothèses que l'appel qui a «causé» l'accident était :

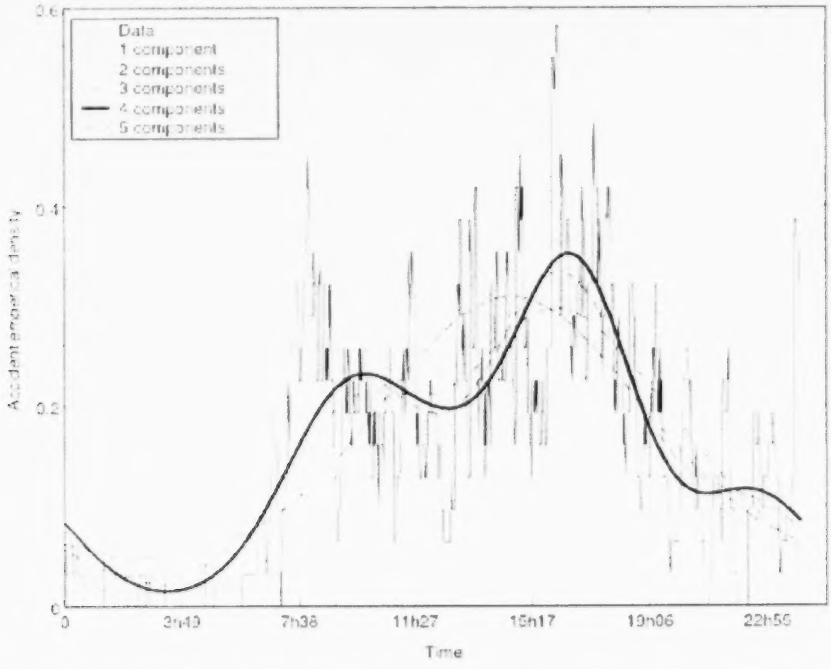
- le dernier appel effectué dans la fenêtre de temps,
- l'appel le plus long effectué dans la fenêtre de temps,
- l'appel le plus court effectué dans la fenêtre de temps.

Les deux dernières hypothèses nous permettent d'avoir des bornes inférieure et supérieure pour le risque relatif. Il arrive parfois que les résultats pour ces trois hypothèses se confondent.

2.1. Tous les utilisateurs

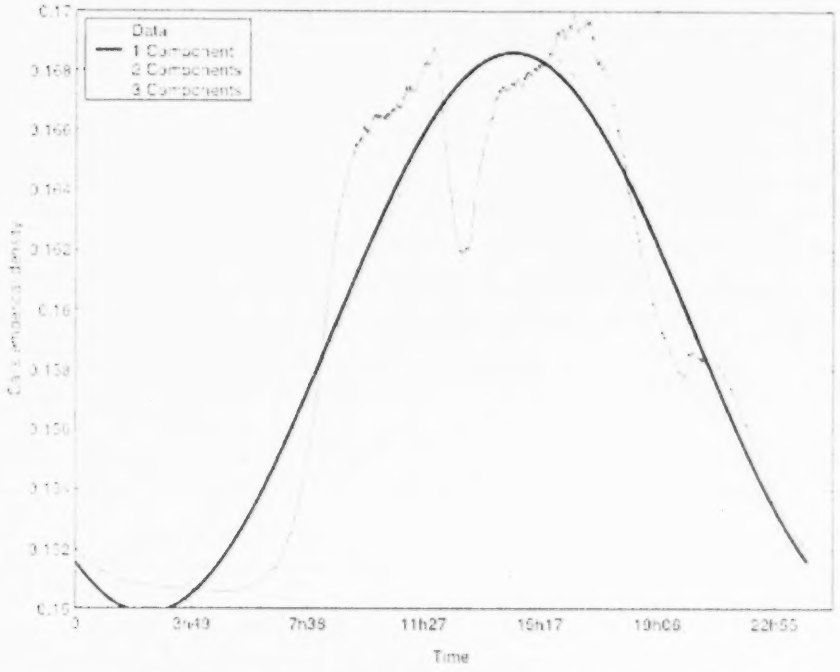
En utilisant toutes les observations, nous avons regardé la distribution des appels et des accidents faits à chaque minute de la journée. Les figures 1 et 2 montrent ces deux graphiques.

Figure.1 Répartition des accidents pour tous les utilisateurs.



N.B. : Ce mode à minuit des collisions rapportées par la police correspond à l'artéfact suivant : lorsque le policier n'inscrit pas l'heure, le système inscrit 00 (donc minuit) par défaut. Les courbes ajustées n'ont pas tenu compte de cet artéfact.

Figure.2 Répartition des appels pour tous les utilisateurs.



Nous avons modélisé ces courbes par des densités de von Mises ou des mélanges de celles-ci dans le cas où nous avons plusieurs modes comme dans Courchesne (2002). La densité von Mises est définie comme suit :

$$f(y) = \frac{1}{2\pi I_0(k)} \exp[k\cos(y-\mu)],$$

où $0 \le y < 2\pi$, $0 \le k < \infty$ et $I_0(k)$ est la fonction de Bessel d'ordre zéro donnée par :

$$I_0(k) = \sum_{r=0}^{\infty} (r!)^{-2} \left(\frac{k}{2}\right)^{2r}.$$

Dans le cas multimodal, nous utilisons la relation suivante :

$$f(y|\psi_g) = \sum_{j=1}^{g} p_j f_j(y|\theta_j),$$

où θ_j est le vecteur de paramètres inconnus et p_j la probabilité de mélange avec,

$0 \le p_j < 1$, $\sum_{j=1}^{g} p_j = 1$ et $\psi_g = (p_j, \theta_j)$ (Voir Titterington, Smith, Markov, 1985).

Nous avons utilisé le critère du maximum d'entropie pour décider quel modèle conserver. Dans le cas d'égalité, nous utilisons les critères AIC et BIC pour décider du modèle. Les tableaux 1 et 2 montrent les différents résultats obtenus pour les appels et les accidents.

Définition 1 *L'entropie associée à la fonction de densité $f(y|\theta)$, $H_f(\theta)$, est la fonction*

$$H_f(\theta) = -\mathrm{E}^{f(y|\theta)}[\log f(\mathrm{Y}|\theta)].$$

Avec loi faible des grands nombres, on peut estimer $H_f(\theta)$ par

$$\hat{H}_f(\hat{\theta}) = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log f(y_i|\hat{\theta}),$$

où $\hat{\theta}$ est l'estimateur du maximum de vraisemblance de θ obtenu à partir de l'échantillon $y_1,\ldots,y_n$.

L'entropie mesure la quantité d'information à propos de y contenue dans $f(y|\theta)$. Plus $-\hat{H}_f(\hat{\theta})$ est grand, plus $f(y|\theta)$ contient de l'information sur y.

Définition 2 *Le critère AIC (Akaike information criteria) qui est directement relié au nombre de paramètres dans le modèle est défini comme suit :*

$$\mathrm{AIC} = \log(L(\hat{m};n)) - k$$

où $L(\hat{m};n)$ correspond à la fonction de vraisemblance évaluée à $\hat{\theta}$, c'est-à-dire $L(\hat{m};n) = \prod_{i=1}^{n} f(y_i|\hat{\theta})$ sous la condition que le modèle est bon (voir Agresti, 1990) et k=dim(θ) correspond au nombre de paramètres contenus dans le modèle.

Définition 3 *Le critère BIC (Bayesian information criteria) est défini par :*

$$\mathrm{BIC} = \log(L(\hat{m};n)) - \frac{k}{2}\log\left(\frac{n}{2\pi}\right).$$

Tableau 1. Résultats des différents modèles pour les appels.

Modèle	$-H_f(\theta)$	AIC	BIC
1 densité	**-1,837**	**-4,837**	**-29,069**
2 densités	-1,837	-7,837	-56,302
3 densités	-1,837	-10,837	-83,534

Les densités pour ces différents modèles sont aussi tracées, ont peut ainsi faire un lien entre le tableau 1 qui réfère à la figure 2 (répartition des appels) ainsi qu'entre le tableau 2 et la figure 1 (répartition des accidents). Pour les appels (tableau 1), nous conservons donc le modèle à une densité car il minimise l'entropie. Pour ce qui s'agit des accidents (tableau 2), nous conservons le modèle impliquant quatre densités.

Tableau 2. Résultats des différents modèles pour les accidents

Modèle	$-H_J(\theta)$	AIC	BIC
1 densité	-1,677	-4,677	-12,466
2 densités	-1,675	-7,675	-23,233
3 densités	-1,645	-10,645	-34,012
4 densités	**-1,625**	**-13,625**	**-44,781**
5 densités	-1,638	-16,638	-55,584

Pour la suite de la modélisation, nous calculons les probabilités *a priori* d'avoir un accident et d'être au téléphone dans une période de 15 minutes précédent chacun des accidents observés dans nos bases de données. Ainsi, nous obtenons un histogramme de la probabilité d'être au téléphone et de même qu'un autre pour la probabilité d'avoir un accident (voir figures 3 et 4).

Figure. 3. Probabilité d'un appel et les densités ajustées.

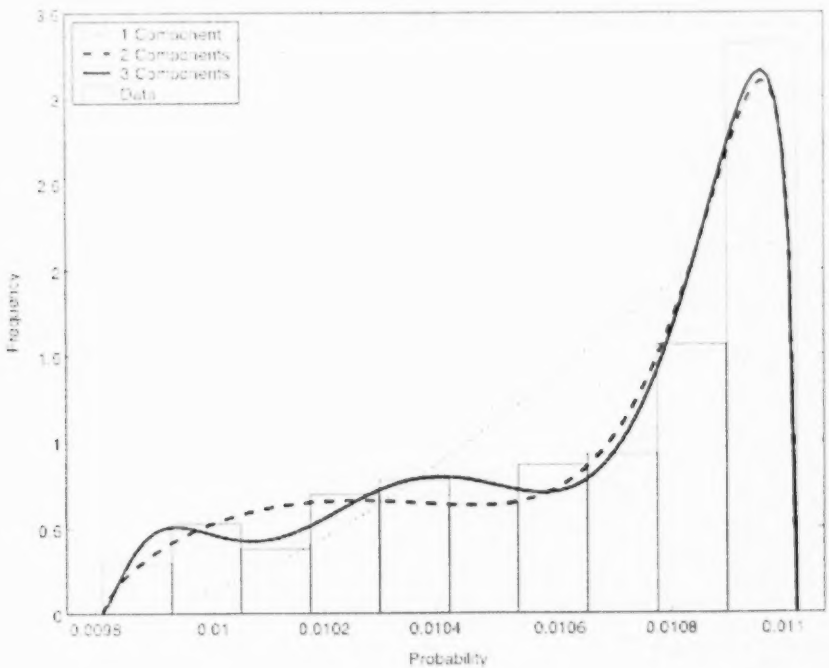
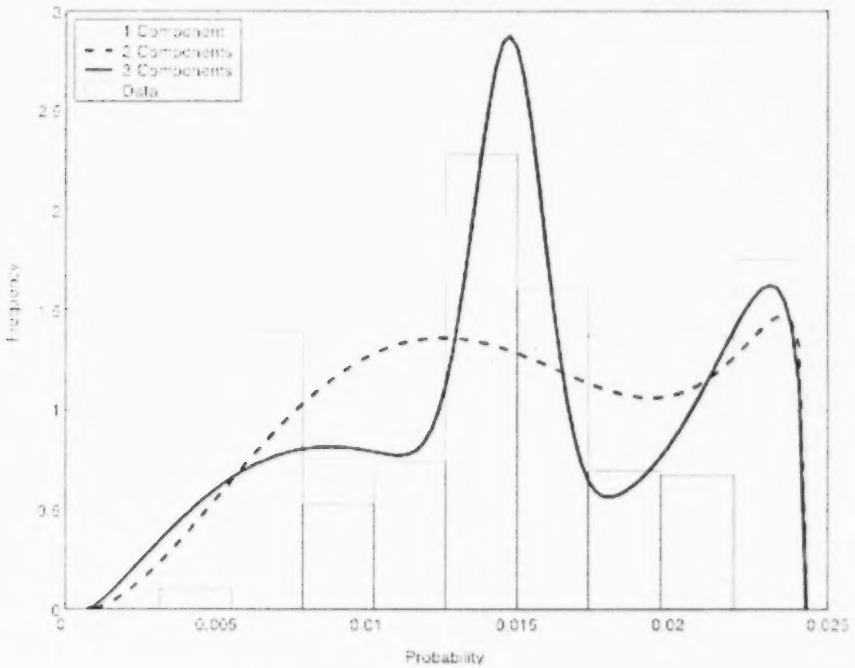


Figure. 4. Probabilité d'un accident et les densités ajustées.



Comme nous avons fait précédemment nous allons modéliser ces histogrammes par un mélange de densités bêta. La densité bêta se définit comme suit :

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1},\ 0 \le x \le 1 \text{ et } \alpha, \beta > 0,$$

où $\Gamma(\gamma)$ est la fonction gamma donnée par :

$$\Gamma(\gamma) = \int_0^\infty u^{\gamma-1} e^{-u} du\ .$$

Le tableau 3 montre les résultats du calcul de l'entropie pour les différents modèles et le tableau 4 donne respectivement les paramètres estimés pour les deux densités retenues. Les figures 3 et 4 montrent les histogrammes avec les courbes pour plusieurs modes différents.

Tableau 3. Résultats des différents modèles pour la modélisation par un mélange de densités bêta pour les appels et les accidents.

	Appels	Accidents
Modèle	$-H_f(\theta)$	$-H_f(\theta)$
1 densité	1,526	1,316
2 densités	2,993	3,090
3 densités	**6,230**	**70,060**

Tableau 4. Estimation des paramètres pour le modèle à trois densités pour les appels et les accidents.

	Appels	Accidents
Paramètres	Estimés	Estimés
p_1	0,097	0,410
p_2	0,295	0,283
p_3	0,608	0,307
α_1	2,420	2,402
α_2	5,340	61,317
α_3	9,707	9,854
β_1	13,865	3,744
β_2	5,828	42,933
β_3	1,461	1,456

À l'aide de ces mélanges de densités, nous pouvons maintenant calculer la densité prédictive de n_{12}. Pour estimer le risque relatif ou encore le rapport de cote, il suffit maintenant de générer plusieurs valeurs de n_{12} selon la densité prédictive et de prendre la moyenne pondérée des risques relatifs (ou rapports de cote) ainsi obtenus. Le tableau 5 nous donne les résultats pour l'ensemble des utilisateurs.

Tableau 5. Risque relatif et rapport de cote pour l'ensemble de tous les seuls utilisateurs, selon 3 scénarios.

	Dernier appel		Appel le plus court		Appel le plus long	
	Valeur	Écart type	Valeur	Écart type	Valeur	Écart type
Risque relatif	1,735	0,001	1,407	0,001	2,211	0,001
Rapport de cote	1,842	0,001	1,454	0,001	2,444	0,002

En utilisant les résultats de nos simulations, nous pouvons aussi obtenir un intervalle de confiance à 95% sur le risque relatif de (1,632; 1,841). L'intervalle de confiance est obtenu par la méthode de Monte-Carlo où nous trouvons une zone α-crédible à partir de la fonction de poids.

$$1-\alpha = P(a \le \mathrm{RR} \le b) = \int_a^b I_{(a,b)}(\mathrm{RR})\pi(\theta \mid g)d\theta,$$

$$\approx \frac{\sum_{i=1}^{r} I_{(a,b)}(\mathrm{RR}_i)\omega(\theta_i)}{\sum_{i=1}^{r} \omega(\theta_i)}$$

avec

$$\mathrm{P}(\mathrm{RR} \le a) = \mathrm{P}(\mathrm{RR} \ge b) = \alpha/2,$$

où $\omega(\theta_i)$ sont les poids utilisés pour estimer le risque relatif avec la méthode de Monte Carlo avec fonction d'importance (voir Courchesne, 2002).

3. Tableaux sommaires

Le tableau 6 contient les valeurs de n_{11} et n_{21} pour les trois hypothèses. Le tableau 7 contient les valeurs du risque relatif et du rapport de cote pour tous les intervalles ainsi que pour tous les utilisateurs pris ensemble. Les intervalles sont basés sur le nombre moyen d'appels par jour et l'écart type est entre parenthèse.

Tableau 6. Valeurs de n_{11} et n_{21}.

Intervalle	Paramètre	Hypothèse du dernier appel	Hypothèse du plus court appel	Hypothèse du plus long appel
(<1)	n_{11}	42	26	48
	n_{21}	1878	1894	1872
[1; 2)	n_{11}	17	17	20
	n_{21}	1078	1078	1075
[2; 3,5)	n_{11}	23	13	25
	n_{21}	1312	1322	1310
[3,5; 7)	n_{11}	46	39	61
	n_{21}	2009	2016	1994
(>7)	n_{11}	48	36	72
	n_{21}	1782	1794	1758
Tous	n_{11}	140	111	184
	n_{21}	6955	6984	6911

Les résultats finaux pour l'ensemble de tous les seuls utilisateurs et les différentes classes d'utilisateurs sont résumés au tableau 7.

Tableau 7. Résultat pour les différentes classes d'utilisateurs (avec 20% des observations).

		Tous	Petit (< 1)	[1; 2)	[2; 3,5)	[3,5; 7)	Grands (≥7)
Hypothèse Du dernier Appel n_{11}	Risque relatif	1,735 (0,001)	0,781 (0,001)	1,356 (0,002)	1,487 (0,002)	1,895 (0,002)	2,270 (0,003)
	Rapport de cote	1,842 (0,001)	0,776 (0,001)	1,376 (0,002)	1,524 (0,002)	2,026 (0,003)	2,532 (0,004)
Hypothèse Du plus court appel n_{11}^{min}	Risque relatif	1,407 (0,001)	0,781 (0,001)	1,356 (0,002)	0,860 (0,001)	1,632 (0,002)	1,769 (0,002)
	Rapport de cote	1,454 (0,001)	0,776 (0,001)	1,376 (0,002)	0,854 (0,001)	1,710 (0,002)	1,888 (0,003)
Hypothèse Du plus long appel n_{11}^{max}	Risque relatif	2,211 (0,001)	0,781 (0,001)	1,586 (0,002)	1,608 (0,002)	2,432 (0,003)	3,192 (0,004)
	Rapport de cote	2,444 (0,002)	0,776 (0,001)	1,624 (0,002)	1,658 (0,002)	2,711 (0,004)	3,872 (0,006)

Nous avons aussi obtenu des intervalles de confiance au niveau 95% pour chacune de ces valeurs. Le tableau 8 montre ces intervalles de confiance.

Tableau 8. Intervalles de confiance au niveau 95% pour les valeurs du risque relatif pour l'hypothèse du dernier appel.

Utilisateur moyen (en appel par jours)	Risque relatif	Intervalle de confiance
[0; 1)	0,781	[0,702; 0,867]
[1; 2)	1,356	[1,219;1,507]
[2; 3,5)	1,487	[1,339;1,658]
[3,5; 7)	1,895	[1,715;2,098]
(≥7)	2,270	[2,034; 2,529]
Tous	1,735	[1,632; 1,841]

4. Comparaison avec les petits utilisateurs

Étant donné le faible risque des petits utilisateurs (moins de un appel par jour), il pourrait être intéressant à comparer ces derniers avec les autres classes d'utilisateurs. Nous pourrions ainsi vérifier l'impact de la fréquence d'utilisation du téléphone cellulaire sur le risque d'avoir un accident.

Dans un premier temps, il est important de vérifier la répartition du nombre d'accidents chez les non-utilisateurs et les petits utilisateurs afin de voir si ces deux groupes sont comparables. Cette répartition est donnée au tableau 9.

Tableau 9. Répartition du nombre d'accidents pour les petits et les non-utilisateurs.

Utilisateurs	0 accident	1 accident	2 accidents ou plus	Total
non	20 287	505	17	20 809
	97,5%	2,4%	0,1%	
Petit	834	16	2	853
	97,9%	1,9%	0,2%	

Si nous effectuons un test de Kolmogorov-Smirnov pour comparer ces deux répartitions empiriques, nous obtenons une valeur de KS=0,00078 avec une valeur-p de 1. Nous pouvons donc conclure que ces deux échantillons sont similaires en termes de la répartition du nombre d'accidents. Ainsi les conclusions que l'on obtient en comparant les différentes classes d'utilisateurs avec les petits utilisateurs pourront être extrapolées aux non-utilisateurs.

5. Conclusion

Dans ce volet, nous avons essayé de quantifier le degré d'association entre l'usage du téléphone cellulaire pendant la conduite automobile et les accidents de voiture. De façon générale, nous concluons que le risque d'accident de voiture augmente avec la fréquence d'utilisation du téléphone cellulaire. Ainsi, plus un conducteur utilise son téléphone cellulaire en conduisant, plus il augmente ses chances d'avoir un accident. Par exemple, ceux avec moins de 1 appel par jour ont un RR de 0.781 alors que ceux avec plus de 7 appels par jour ont un RR de 2,27. De plus, avec quelques cautions, nous pouvons interpréter les résultats obtenus avec deux des trois scénarios (appels les plus courts et appels le plus longs) pour dégager une tendance sur la durée des appels selon laquelle les utilisateurs faisant des appels longs ont un risque d'accidents plus élevé que ceux faisant des appels courts sans toutefois quantifier le risque.

Bibliographie

AGRESTI, A. (1990), *Categorical Data Analysis*, Willey, New York.

COURCHESNE, S. (2002), *Analyse du degré d'association entre l'usage du téléphone mobile pendant la conduite et les accidents de voiture,* Mémoire de maîtrise, Département de mathématiques et de statistique, Université de Montréal.

LABERGE-NADEAU, C., MAAG, U., BELLAVANCE, F., DESJARDINS, D., MESSIER, S., ABDELNASSER, S. (2001), *Les téléphones mobiles/cellulaires et le risque d'accidents,* Rapport de recherche CRT-2001-03, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

Mardia K.V. (1972), *Statistics of directional data*. Academic Press, London

N'Zué A. K., Theses, Évaluation du système de gestion autoroutière de Montréal sur les accidents et sur les délais d'intervention des services d'urgence, Dépt. de Médecine sociale et préventive, Faculté de médecine, Université de Montréal, 2002 126 p.

TITTERINGTONM D., SMITH, A. et MARKOV, U. (1985), *Statistical Analysis of Finite Mixture Distribution*, Willey, New York.

CHAPITRE VI

Les accidents des années 1987 et 1996 afin d'évaluer la conduite à risque avant la possession d'un téléphone mobile. (Volet 5)

Auteurs : Urs Maag, Claire Laberge-Nadeau, Moustapha Bourhattas, Louis François Poirier, Virginie Loos.

CHAPITRE VI

Les accidents des années 1987 et 1996 afin d'évaluer la conduite à risque avant la possession d'un téléphone mobile. (Volet 5)

Auteurs : Urs Maag, Claire Laberge-Nadeau, Moustapha Bourhattas, Louis François Poirier, Virginie Loos.

A) Les collisions en 1987 des utilisateurs et utilisatrices du téléphone sans fil en 1999. Ce texte a été présenté à Banff par Urs Maag.

Résumé

Le téléphone sans fil utilisé au volant constitue une distraction qui pourrait nuire à une conduite sécuritaire. Une recherche sur 12 691 conducteurs utilisateurs(trices) et 23 387 conducteurs non-utilisateurs(trices) a montré que les utilisateurs et utilisatrices ont des risques relatifs de collision avec blessés et de toutes les collisions de 38% plus élevés que les non-utilisateurs et les non-utilisatrices (Laberge-Nadeau *et al.*, 2002).

La question suivante se pose: Est-ce que ces deux cohortes sont comparables en terme de taux de collision avant l'utilisation du téléphone sans fil ?

Parmi les 36 078 répondants de 1999 ont trouve 18 707 personnes qui possédaient un permis de conduire en 1987: 5 107 hommes sont devenus utilisateurs, 7 779 sont restés non-utilisateurs, 1 365 et 4 438 respectivement pour les femmes. Les taux de collision pour les deux groupes en 1987 ne sont pas significativement différents, ni pour toutes les collisions, ni pour les collisions avec blessés.

On peut donc affirmer que sur la base des collisions de 1987, la cohorte des utilisateurs et celle des utilisatrices sont comparables respectivement à la cohorte des non-utilisateurs et celle des non-utilisatrices avant l'utilisation du téléphone sans fil.

Introduction

Le marché du téléphone sans fil continue de pénétrer de façon impressionnante le monde entier. D'une part, il est certain que le téléphone sans fil peut sauver des vies en permettant d'appeler rapidement de l'assistance dans des cas de collisions de la route ou de situations dangereuses, des crimes, étant perdu dans la brousse ou sur mer. D'autre part, l'utilisation d'un téléphone en conduisant une automobile constitue une distraction qui pourrait nuire à la sécurité routière.

Plusieurs recherches ont étudié l'impact de conversations au téléphone sans fil sur la performance au volant d'une automobile. Des études expérimentales sur simulateurs ou sur des automobiles spécialement équipées montrent une performance moindre des conducteurs sur, par exemple le temps de réaction, le contrôle latéral du véhicule, la surveillance des rétroviseurs, etc. (Irwin, Fitzgerald & Berg, Lamble *et al.*; Alm & Nilsson, McKnight & McKnight; Harbluk *et al.*). Il n'y a que très peu

d'études épidémiologiques sur l'effet du téléphone sans fil en conduite réelle. En utilisant la méthode du cas chassé-croisé ("case cross-over design"), Redelmeier et Tibshirani estiment que le risque de collision avec dommages matériels seulement d'un conducteur au téléphone sans fil est 4 fois celui du conducteur qui n'est pas au téléphone. Des doutes sur la valeur de ce risque relatif ont été exprimés par MacLure & Mittleman, Quinlan et NHTSA. La recherche de Laberge-Nadeau *et al.*[1] sur 12 691 utilisateurs(trices) et 23 387 non-utilisateurs(trices) a montré que les utilisateurs et utilisatrices ont des risques relatifs de collision avec blessés et de toutes les collisions de 38% plus élevés que les non-utilisateurs et les non-utilisatrices. De plus, ces risques sont plus élevés pour différents sous-groupes. Avec l'incorporation dans le modèle de variables explicatives comme par exemple le kilométrage annuel et la fréquence de conduite après 8 heures le soir, ces risques diminuent mais restent significativement plus élevés. Cette recherche a aussi mis en évidence que la fréquence d'utilisation augmente le risque : les utilisateurs du téléphone sans fil qui reçoivent plus de 60 appels par mois ou qui font plus de 135 appels ont plus que deux fois le risque de collision des faibles utilisateurs, ces derniers ayant un risque d'accidents semblable aux non-utilisateurs. Il y a une relation de dose-réponse: plus les gens utilisent le téléphone sans fil, plus ils sont impliqués dans des collisions.

La richesse de nos données permet plusieurs analyses additionnelles. Dans cet article nous répondrons à la question suivante: Est-ce que la cohorte des utilisateurs et celle des utilisatrices sont comparables avec la cohorte des non-utilisateurs et des non-utilisatrices respectivement en terme de taux de collision avant l'utilisation du téléphone sans fil? En d'autres mots, est-ce que les personnes utilisant un téléphone sans fil étaient a priori plus ou moins à risque de collisions que celles qui n'en utilisent pas?

Sources de données

Nous utilisons la base de données de Laberge-Nadeau *et al.*[1] qui contient aussi les collisions ayant mené à un rapport de police pour l'année 1987. Cette base contient donc 36 078 individus qui ont répondu à un questionnaire sur leurs habitudes de conduite, leurs opinions sur des activités au volant nuisibles à la conduite sécuritaire, et si applicable leur utilisation d'un téléphone sans fil. Ces répondants ont aussi signé un consentement nous autorisant l'obtention de leur dossier de conduite de la Société de l'assurance automobile du Québec (SAAQ) et des détails sur l'utilisation du téléphone sans fil de leur compagnie de téléphone. Pour plus de détails nous vous référons à l'article de Laberge-Nadeau *et al.*

Méthodes

Le fichier du projet de Laberge-Nadeau *et al.* contient toutes les variables nécessaires pour ce projet. Il est important de mentionner que ce fichier a été construit au Laboratoire sur la sécurité des transports et ne contient aucun identificateur, ce qui permet d'assurer la confidentialité des répondants. Les méthodes statistiques comprennent des comparaisons de taux de collision, des tests du khi-deux et des modèles de régression logistique. Toutes les analyses sont effectuées séparément pour les hommes et les femmes étant donné la différence des taux de collision pour les deux sexes.

Résultats

On trouve 18 707 des 36 078 répondants qui détenaient déjà un permis de conduire en 1987 et qui ne disposaient pas d'un téléphone sans fil. Nous avons exclu 479 personnes qui en avaient déjà un en 1987. Le Tableau 1 contient les effectifs selon l'utilisation du téléphone sans fil et la répartition en pourcentage selon les différents groupes d'âge, pour les deux sexes séparés. On compte 5 107 utilisateurs et 1 365 utilisatrices contre 7 797 non-utilisateurs et 4 438 non-utilisatrices. Les tests du Khi-deux indiquent des différences significatives entre les utilisateurs et les non-utilisateurs, ces derniers étant légèrement plus âgés et ceci est observé tant chez les hommes que chez les femmes. Les moyennes d'âge en 1987, qui ne sont pas présentées dans le tableau 1, étaient chez les hommes de 36,3 pour les futurs utilisateurs et 38,2 ans pour les non-utilisateurs alors qu'elles étaient de 36,0 pour les futures utilisatrices et 37,7 ans pour les non-utilisatrices.

Tableau 1 : Répartitions procentuelles des deux cohortes, selon le groupe d'âge en 1987 et selon qu'elles utiliseront ou non un téléphone cellulaire en 1999 et effectif total

	Hommes		Femmes	
Groupe d'âge (1987)	Utilisateurs	Non-utilisateurs	Utilisatrices	Non-utilisatrices
16-24 ans	2,10%	2,08%	2,42%	2,01%
25-34 ans	43,96%	34,36%	46,37%	36,84%
35-44 ans	42,10%	43,52%	40,07%	44,03%
45-54 ans	11,85%	20,05%	11,14%	17,12%
Effectif total	5 107	7 797	1 365	4 438
Khi-deux	199,46 ($p < 0,0001$)		52,73 ($p < 0,0001$)	

Le Tableau 2 donne les taux de collision pour 100 conducteurs, selon le groupe d'âge (toutes les collisions ayant fait l'objet d'un rapport de police) pour l'année 1987.

Tableau 2 : Taux d'accidents totaux selon le groupe d'âge pour 100 conducteurs(trices) et selon leur utilisation du téléphone cellulaire, pour l'année 1987

	Hommes		Femmes	
Groupe d'âge (1987)	Utilisateurs	Non-utilisateurs	Utilisatrices	Non-utilisatrices
16-24 ans	4,67	2,47	3,03	2,25
25-34 ans	6,73	5,64	4,90	4,10
35-44 ans	5,53	5,04	4,02	3,94
45-54 ans	3,14	4,61	1,97	3,16
Ensemble	5,76	5,10	4,18	3,83
Khi-deux	25,24 ($p < 0,0001$)		5,58 ($p = 0,1341$)	

On observe au Tableau 2 que les taux d'accidents en 1987 des personnes utilisant un téléphone sans fil sont légèrement supérieurs chez les groupes plus âgés et que les personnes sans téléphone ont davantage de collisions dans les groupes plus jeunes. Ce résultat est significatif chez les hommes mais pas chez les femmes. Si on regarde les taux de collision des ces mêmes personnes en 1999 (Tableau 3), on observe des taux plus élevés pour les personnes utilisant un téléphone sans fil mais la variation selon le groupe d'âge n'est pas significative au seuil de 5% (p = 0,069 chez les hommes et 0,208 chez les femmes).

Tableau 3 : Taux d'accidents totaux selon le groupe d'âge pour 100 conducteurs(trices) et selon leur utilisation du téléphone cellulaire, pour l'année 1999

	Hommes		Femmes	
Groupe d'âge (1987)	Utilisateurs	Non-utilisateurs	Utilisatrices	Non-utilisatrices
16-24 ans	3,74	0,62	3,03	0
25-34 ans	3,52	2,35	2,05	1,71
35-44 ans	3,26	2,06	2,19	1,54
45-54 ans	1,98	1,60	1,97	2,24
Ensemble	3,11	2,04	2,12	1,69
Khi-deux	7,1 (p = 0,069)		4,54 (p = 0,208)	

Afin de vérifier statistiquement l'hypothèse d'égalité des taux d'accidents en 1987, nous avons effectué le test du khi-deux sur le Tableau 4.

Tableau 4: Nombre d'hommes, selon l'utilisation du téléphone cellulaire en 1999, avec au moins un accident en 1987, tableau de contingence et calcul du test du khi-deux

Cohorte	Accidents (totaux) en 1987		
	NON	OUI	Total
Non-utilisateur 99	7399	398	7797
Utilisateur 99	4813	294	5107
Total	12212	692	12904
Khi-deux	2,59 (p = 0,11)		

La valeur du khi-deux avec 1 degré de liberté est de 2,59 (p=0,11) pour les hommes; il n'y a donc pas de différence significative, même au niveau de 10 %. Pour les femmes la valeur du khi-deux est de 0,33 (p=0,56), donc aucune différence n'est observée sur les taux de collision pour elles aussi.

Comme les analyses précédentes n'incorporent aucune autre variable, nous avons aussi appliqué des modèles de régression logistique en utilisant les variables âge en 1987 et le niveau d'éducation en 1999. Nous supposons qu'une personne avec un niveau d'éducation élevé en 1999 peut enregistrer moins d'accidents et on suppose un bon niveau d'intelligence déjà en 1987. Le Tableau 5 pour les hommes et le Tableau 6 pour les femmes donnent les résultats de ces modèles de régression logistique.

Tableau 5 : Estimation du RR d'accident et du taux annuel d'accident pour 100 conducteurs (hommes) répertorié à la SAAQ pour 1987 à l'aide de la régression logistique

Variable explicative	RR	IC à 95%	Valeur-p	Taux (%)	Proportion (%)
Age en 1987					
16-34 ans	1,479	[1,161;1,884]	0,0015	6,13	40,24
35-44 ans	1,284	[1,008;1,636]	0,0430	5,23	42,96
45-54 ans	1			4,20	16,80
Niveau d'éducation					
Non répondant	1,918	[1,255;2,932]	0,0026	8,53	2,27
Primaire/secondaire	1,503	[1,222;1,848]	0,0001	6,67	15,74
Technicien ou métier	1,241	[0,956;1,611]	0,1041	5,67	9,97
Collégial (CEGEP)	1,187	[0,952;1,480]	0,1285	5,65	15,10
Universitaire	1			4,75	56,97
Utilisation du cellulaire en 1999					
Oui	1,137	[0,972;1,331]	0,1090	5,76	60,42
Non	1			5,10	39,58

Tableau 6 : Estimation du RR d'accident et du taux annuel d'accident pour 100 conductrices (femmes) répertorié à la SAAQ pour 1987 à l'aide de la régression logistique

Variable explicative	RR	IC à 95%	Valeur-p	Taux (%)	Proportion (%)
Age en 1987					
16-34 ans	1,398	[0,905;2,159]	0,1308	4,32	41,18
35-44 ans	1,328	[0,861;2,048]	0,1999	3,96	43,10
45-54 ans	1			2,96	15,72
Niveau d'éducation					
Non répondant	0,617	[0,193;1,974]	0,4161	2,70	1,92
Primaire/secondaire	0,768	[0,541;1,089]	0,1386	3,38	22,95
Technicien ou métier	0,803	[0,456;1,414]	0,4472	3,57	6,76
Collégial (CEGEP)	0,774	[0,541;1,107]	0,1602	3,47	20,89
Universitaire	1			4,46	47,49
Utilisation du cellulaire en 1999					
Oui	1,041	[0,764;1,419]	0,7973	4,18	76,48
Non	1			3,83	23,52

Il y a l'effet attendu de l'âge; les jeunes ont des risques plus élevés que le groupe de référence des 45 à 54 ans. Le risque relatif pour la variable 'Utilisation du cellulaire' est proche de la valeur 1.0 et montre donc qu'il n'y pas de différence significative des taux de collision en 1987 au niveau de 5% entre les utilisateurs(trices) et les non-utilisateurs(trices).

Ces mêmes modèles pour les collisions de 1999 des mêmes personnes que dans les Tableaux 5 et 6 (Tableau 7 pour les hommes et Tableau 8 pour les femmes) montrent que les utilisateurs avaient significativement plus de collision en 1999 que les non-utilisateurs, mais que pour les femmes cette différence n'est pas significative mais elle va dans la même direction (risque relatif de 1,27).

Tableau 7 : Estimation du RR d'accident et du taux annuel d'accident pour 100 conducteurs (hommes) répertorié à la SAAQ pour 1999 à l'aide de la régression logistique

Variable explicative	RR	IC à 95%	Valeur-p	Taux d'accident (%)	Proportion (%)
Age en 1999					
16-24 ans	-	-	-	-	-
25-44 ans	1,467	[1,051;2,047]	0.0242	2,81	31,41
45-54 ans	1,317	[0,958;1,810]	0.0902	2,50	46,82
55-64 ans	1			1,89	21,77
Niveau d'éducation					
Non répondant	1,958	[1,100;3,487]	0,0225	4,44	2,27
Primaire/secondaire	1,312	[0,969;1,762]	0,0795	2,86	15,74
Technicien ou métier	1,218	[0,842;1,762]	0,2953	2,72	9,97
Collégial (CEGEP)	0,734	[0,509;1,058]	0,0977	1,80	15,10
Universitaire	1			2,41	56,97
Utilisation du cellulaire en 1999					
Oui	1,546	[1,233;1,938]	0,0002	3,11	60,42
Non	1			2,04	39,58

Tableau 8 : Estimation du RR d'accident et du taux annuel d'accident pour 100 conductrices (femmes) répertorié à la SAAQ pour 1999 à l'aide de la régression logistique

Variable explicative	RR	IC à 95%	Valeur-p	Taux d'accident (%)	Proportion (%)
Age en 1999					
16-24 ans	-	-	-	-	-
25-44 ans	0,830	[0,477;1,445]	0,5105	1,65	31,28
45-54 ans	0,929	[0,564;1,530]	0,7725	1,83	48,04
55-64 ans	1			1,92	20,68
Niveau d'éducation					
Non répondant	0,451	[0,062;3,292]	0,4321	0,90	1,92
Primaire/secondaire	0,963	[0,594;2,446]	0,8776	1,88	22,95
Technicien ou métier	1,193	[0,356;1,130]	0,6296	2,30	6,76
Collégial (CEGEP)	0,635	[0,821;1,971]	0,1226	1,24	20,89
Universitaire	1			1,96	47,49
Utilisation du cellulaire en 1999					
Oui	1,272	[0,824;1,981]	0,2817	2,12	76,48
Non	1			1,69	23,52

Une autre façon de comparer les taux de collisions des deux cohortes est d'étudier les diminutions du nombre de collisions entre 1987 et 1999. Le Tableau 9 donne les nombres des personnes ayant eu au moins une collision en 1987 ou en 1999 selon le statut d'utilisation d'un téléphone sans fil.

Tableau 9 : Comparaison, en pourcentage, des baisses d'accidents de tous types selon le nombre de personnes avec au moins un accident

	Hommes		Femmes	
Nombre de personnes avec au moins 1 accident	Utilisateurs	Non-utilisateurs	Utilisatrices	Non-utilisatrices
1987	294	398	57	170
1999	159	159	29	75
Différence	135	239	28	95
Baisse des accidents	46 %	60 %	49 %	56 %
Test-T	15,56 ($p < 0,0001$)		4,67 ($p < 0,0001$)	

Dans tous les groupes on observe des baisses, mais elles sont nettement plus fortes pour les personnes qui n'utilisent pas un téléphone sans fil en 1999. En effet, chez les utilisateurs en 1999 la baisse est de 135 collisions par rapport aux 294 en 1987, donc de 46%, tandis que chez les non-utilisateurs la baisse est de 239 par rapport à 398, donc de 60%, significativement plus fort au niveau de 5%. Les baisses chez les femmes sont de 49% chez celles qui sont devenues utilisatrices en 1999 et de 56% chez celles qui sont encore non-utilisatrices en 1999, de nouveau une différence significative à 5%. On vient donc de démontrer que les personnes qui sont restées des non-utilisatrices ont diminué leur nombre de collisions relatif au nombre de 1987 plus que celles qui sont devenues des utilisatrices en 1999.

La diminution générale du nombre de collisions dans tous les groupes s'explique par une baisse réelle constatée pour l'ensemble des conducteurs et conductrices au Québec et en partie par le vieillissement de 12 ans des conducteurs(trices). L'augmentation du nombre de constats à l'amiable, qui ne rentrent pas dans les statistiques de la Société de l'assurance automobile du Québec, est aussi un facteur supplémentaire qui vient diminuer, de façon artificielle, le nombre total d'accidents observés. Toutefois, il n'y a aucune raison de penser que les constats à l'amiable affectent différemment les deux groupes.

Conclusion

Sur la base des collisions de 1987, on peut affirmer que la cohorte des utilisateurs et celle des utilisatrices sont comparables respectivement à la cohorte des non-utilisateurs et celle des non-utilisatrices avant l'utilisation du téléphone sans fil. En d'autres mots, la population qui acquerra un téléphone sans fil après 1987 n'est pas plus à risque au départ.

B) Les collisions en 1996 de trois cohortes : les utilisateurs du téléphone sans fil, ceux qui sont devenus des utilisateurs et ceux n'ayant jamais été utilisateurs. Ce texte a été préparé en grande partie par Mustapha Bourhattas.

1. Introduction

Suite à la section précédente portant sur l'année 1987, nous avons poussé plus loin les analyses en utilisant cette fois l'année 1996 et ce, pour les raisons suivantes. L'année 1987 était relativement loin dans le temps et nous voulions voir si une comparaison basée sur une année plus récente permettrait d'obtenir des résultats semblables à ceux comparant 1987 - 1999. Puisque l'année 1996 est plus récente, il devenait possible de conserver plus de personnes détentrices d'un permis de conduite pour cette année et finalement, l'analyse permettait l'ajout d'une troisième cohorte plutôt que les deux utilisées avec l'année 1987.

L'objectif est de pouvoir vérifier s'il est vrai ou faux que les individus qui se sont procurés un téléphone sans fil entre décembre 1996 et janvier 1999 présentent une particularité en terme de taux d'accident par rapport aux autres cohortes.

2. Source des données

La collecte des données a commencé par l'envoi massif d'un questionnaire développé par le laboratoire de recherche sur la sécurité routière et d'une lettre de consentement à signer, à un échantillon de 175 000 titulaires d'un permis de conduire de classe 5, dans certaines régions de la province du Québec. Le questionnaire contenait des questions sur les habitudes de conduite et, si applicable, sur l'usage du téléphone sans fil. La lettre de consentement permettait d'avoir l'accord du participant pour consulter son dossier de conduite de la Société de l'Assurance Automobile du Québec (SAAQ), et pour obtenir les données sur son utilisation du cellulaire de sa compagnie de téléphone mobile (Bell Mobilité, Rogers AT&T, Fido/Microcell, ou Clearnet) sur son utilisation du cellulaire. Un ensemble de 38 300 titulaires de permis de conduire ont complété le questionnaire, et 36 078 ont signé la lettre de consentement.

Dans ce volet du projet nous partons de deux fichiers de données :

- fichier des réponses recueillies sur les questionnaires retournés par les répondants.

- fichier fourni par la SAAQ sur les accidents ainsi que l'ancienneté des permis de conduire des conducteurs(trices) qui avaient signé la lettre de consentement envoyée avec le questionnaire.

Une première sélection nous permet de construire un fichier de données pour les répondants possédant un permis de conduire avant le 1er janvier 1996. Ce fichier de données nous donne entre autres :

- le sexe du répondant
- son âge au mois d'octobre 1999
- depuis quand (en mois) il utilise un téléphone cellulaire
- ses accidents (année, mois et gravité), s'il en a eu entre 1996 et 1999.

3. Taux d'accident annuels pour les années 1996 et 1999.

À partir de ce fichier nous séparons trois cohortes de répondants :

- **Cohorte I** : les conducteurs qui ont acquis un téléphone sans fil avant le 31 décembre 1996
- **Cohorte II** : les conducteurs qui ont acquis un téléphone sans fil entre le 1er janvier 1997 et le 31 décembre 1999
- **Cohorte III** : les conducteurs qui n'utilisent jamais un téléphone sans fil entre 1996 et 1999.

Tableau 1 : Répartition des répondants suivant les trois cohortes, et répartition de leurs accidents suivant qu'ils possèdent ou non un téléphone sans fil.

	Effectif	Accidents de 1996		Accidents de 1999	
		avant cellulaire	après cellulaire	avant cellulaire	après cellulaire
Cohorte I	5385	5	187	-	190
Cohorte II	6472	238	-	39	194
Cohorte III	22070	583	-	533	-
Total	33927	826	187	572	384

La tableau 1 montre que la majorité (pratiquement les deux tiers) des répondants sélectionnés ne possédaient pas de téléphone sans fil, et ce jusqu'au 31 décembre 1999. nous constatons également que le nombre de conducteurs qui se sont procurés un téléphone sans fil entre 1996 et 1999 (6472 conducteurs) est plus grand que celui des conducteurs qui l'avaient déjà en 1996 (5385 conducteurs). La séparation des accidents est faite en tenant compte du mois où l'accident a eu lieu versus le premier mois de l'utilisation d'un téléphone sans fil.

Par ailleurs si nous nous intéressons aux participants de la cohorte I qui avaient tous un téléphone sans fil pendant toute l'année 1996 d'une part, et aux participants de la cohorte II qui avaient le téléphone

sans fil pendant toute l'année 1999 d'autre part, nous obtenons les résultats présentés dans le tableau 2, et nous redéfinissons les trois cohortes comme suit :

- **Cohorte I*** : les conducteurs qui ont acquis un téléphone sans fil avant le 1er janvier 1996
- **Cohorte II*** : les conducteurs qui ont acquis un téléphone sans fil entre le 1er janvier 1997 et le 31 décembre 1998
- **Cohorte III*** : les conducteurs qui n'utilisent jamais un téléphone sans fil entre 1996 et 1999.

Tableau 2 : Comparaison des taux d'accident de 1996 et 1999 pour les trois cohortes

	Effectif	Nbre d'accidents en 1996		Taux d'accident en 1996		Nbre d'accidents en 1999		Taux d'accident en 1999	
		avant cellulaire	après cellulaire	avant cellulaire	après cellulaire	avant cellulaire	après cellulaire	avant cellulaire	après cellulaire
Cohorte I*	4253	-	142	-	**3,34%**	-	158	-	**3.72%**
Cohorte II*	3718	143	-	**3.85%**	-	-	139	-	**3.74%**
Cohorte III*	22070	583	-	**2.64%**	-	533	-	**2.42%**	

Le tableau 2 montre que la cohorte II* semble avoir un taux d'accident avant l'acquisition du téléphone sans fil qui est plus élevé que celui de la cohorte III*. On remarque aussi que les taux d'accident ont baissé en 1999 comparativement à 1996, sauf pour la cohorte I* où ce taux a légèrement augmenté. Pour les individus de la cohorte II*, lorsqu'ils sont des non-utilisateurs de téléphone sans fil, ils ont un taux d'accident plus élevé que les autres non-utilisateurs (cohorte III*); et lorsqu'ils deviennent des utilisateurs ils ont un taux d'accident semblable à celui des autres utilisateurs (cohorte I*). Ceci étant, la différence en 1996 est nettement plus prononcée qu'en 1999.

4. Comparaison des taux d'accident de 1996 et 1999 pour les trois cohortes

Nous voulons dans cette étape expliquer statistiquement le fait qu'un individu soit impliqué dans un accident de la route en 1996, en utilisant deux variables explicatives : son sexe et le numéro de la cohorte à laquelle il appartient. Pour ce faire nous appliquons une régression logistique avec un seuil $\alpha = 5\%$.

Tableau 3 : Estimation de la probabilité d'avoir un accident déclaré en 1996 et en 1999 suivant la cohorte et le sexe du répondant.

Variables explicatives : 1996	RR	I.C à 95%	p-value
Sexe			
femmes	0,786	[0,676 ; 0,915]	0,0019
hommes	1		
Utilisation du téléphone sans fil			
Utilisateurs			
non-utilisateurs	1,359	[1,121 ; 1,645]	0,0278
jamais-utilisateurs	1		
Variables explicatives : 1999	**RR**	**I.C à 95%**	**p-value**
Sexe			
femmes	0,793	[0,679 ; 0,927]	0,0035
hommes	1		
Utilisation du téléphone sans fil			
utilisateurs	1		
non-utilisateurs	1,043	0,821 ; 1,325]	0,0310
jamais-utilisateurs			

Les résultats montrent alors que les femmes ont par rapport aux hommes, pratiquement 27% moins de risque d'être impliquées dans un accident de la route. Ces mêmes résultats montrent aussi que les individus de la cohorte II* qui en 1996 sont tous des non-utilisateurs de téléphone sans fil, ont 36% plus de risque d'être impliqués dans un accident et ce par rapport aux individus de la cohorte 3 qui sont eux aussi des non-utilisateurs. En 1999, les individus de la cohorte II* alors tous utilisateurs de téléphone sans fil, ont encore une fois un risque plus élevé que les autres utilisateurs à savoir ceux de la cohorte I* : l'écart est de 4,3%. Pour les femmes elles avaient encore une fois 26% moins de risque d'avoir un accident en 1999 par rapport aux hommes.

Tableau 4 : Comparaison de la répartition selon l'âge des trois cohortes en 1996

		Cohorte I*	Cohorte II*	Cohorte III*
Effectif Total		**4253**	**3718**	**22070**
16 - 24 ans	**Effectif**	117	334	1939
	Pourcentage	2.75%	8.98%	8.79%
25 - 34 ans	**Effectif**	841	1088	4941
	Pourcentage	19.77%	29.26%	22.39%
35 - 44 ans	**Effectif**	1696	1333	7232
	Pourcentage	39.88%	35.85%	32.77%
45 - 54 ans	**Effectif**	1307	774	5851
	Pourcentage	30.73%	20.82%	26.51%
55- 64 ans	**Effectif**	292	189	2107
	Pourcentage	6.87%	5.08%	9.55%

La cohorte II* a la particularité d'avoir un âge moyen inférieur à ceux des autres deux cohortes : 40,6 ans contre 43,7 ans pour la cohorte I* et 43 ans pour la cohorte III*; par ailleurs les individus de la cohorte 2 sont à 70% âgés entre 35 et 54 ans. Ce sont probablement des gens actifs qui sont plus souvent sur la route et particulièrement aux heures de pointe, par rapport aux gens des deux autres cohortes.

5. Analyse des données en séparant les deux sexes

Dans chacune des trois cohortes, nous séparons les femmes des hommes afin de comparer chacun des deux sexes séparément au niveau des trois cohortes. Les tableaux 5 et 6 donnent les taux d'accidents annuels des hommes et des femmes séparément pour les trois cohortes. Nous pouvons bien remarquer que les taux d'accident des hommes sont toujours plus grands que ceux des femmes. Nous remarquons également que l'effectif des femmes est nettement inférieur à celui des hommes particulièrement pour les deux cohortes I* et II*. Le nombre des accidents impliquant des femmes pour ces deux cohortes est également petit, ceci peut affecter la robustesse des résultats de nos analyses.

Tableau 5 : Comparaison des taux d'accident des femmes des trois cohortes en 1996 et 1999

Sous-groupes des femmes		Effectif	Accidents		Taux d'accident	
			avant cellulaire	après cellulaire	avant cellulaire	après cellulaire
1996	Cohorte I*	625	-	19	-	3.04%
	Cohorte II*	1151	30	-	2.61%	-
	Cohorte III*	9190	212	-	2.31%	-
1999	Cohorte I*	625	-	15	-	2.40%
	Cohorte II*	1151	-	38	-	3.30%
	Cohorte III*	9190	194	-	2.11%	-

Tableau 6 : Comparaison des taux d'accident des hommes des trois cohortes en 1996 et 1999

Sous-groupes des hommes		Effectif	Accidents		Taux d'accident	
			avant cellulaire	après cellulaire	avant cellulaire	après cellulaire
1996	Cohorte I*	3628	-	123	-	3.39%
	Cohorte II*	2567	113		4.40%	-
	Cohorte III*	12880	371	-	2.88%	-
1999	Cohorte I*	3628	-	143	-	3.94%
	Cohorte II*	2567		101	-	3.93%
	Cohorte III*	12880	339	-	2.63%	-

Pour l'année 1996, si nous considérons les individus de la cohorte II* et III* qui sont tous des non-utilisateurs de téléphone sans fil, nous remarquons que les femmes dans les deux cohortes ont un taux d'accident moins élevés que les hommes. Nous remarquons aussi que les femmes (respectivement les hommes) de la cohortes II* ont un risque plus élevé que celui des femmes (respectivement des hommes) de la cohorte III*. Cependant l'écart entre les femmes des deux cohortes qui est de 0,3% est inférieur à l'écart entre les hommes qui est égal à 1,58%.

Pour l'année 1999, si nous considérons cette fois les individus de la cohorte I* et II* qui sont tous des utilisateurs de téléphone sans fil, nous remarquons que les femmes ainsi que les hommes de la cohorte II* ont encore une fois des taux d'accident plus élevés que ceux des femmes et des hommes de la cohorte I* respectivement. Cependant l'écart entre les femmes qui est de 0,9% est supérieur à celui des hommes qui vaut 0,1%. Ceci dit les hommes ont toujours un risque d'accident plus élevé que les femmes dans les deux cohortes.

Dans un modèle de régression logistique, nous avons essayé d'expliquer le fait qu'un participant soit impliqué dans un accident de la route à l'aide de trois variables explicatives : son plus haut niveau d'éducation, son groupe d'âge et le numéro de la cohorte dont il fait partie. Nous avons appliqué ce modèle aux femmes et aux hommes séparément et ce pour les deux années 1996 et 1999.

Tableau 7 : Estimation de la probabilité d'avoir un accident déclaré en 1996 chez les femmes.

Variables explicatives	RR	I.C à 95%	p-value
Plus haut niveau d'éducation			
primaire - secondaire - technicien ou métier	0,961	[0,691 ; 1,336]	0,8438
collégial(CEGEP)	0,985	[0,715 ; 1,358]	0,9757
universitaire	1		
âge en 1996			
16 à 24 ans	3,578	[1,728 ; 7,409]	<0,0001
25 à 34 ans	1,969	[0,971 ; 3,995]	0,5095
35 à 44 ans	1,577	[0,783 ; 3,176]	0,2945
45 à 54 ans	1,719	[0,843 ; 3,506]	0,7308
55 à 64 ans	1		
Utilisation du téléphone sans fil			
utilisatrices			
non-utilisatrices	1,093	[0,736 ; 1,623]	0,6603
jamais-utilisatrices	1		

Pour l'année 1996, nous avons trouvé pour les femmes que seul le groupe d'âge 16 à 24 ans présentait un risque d'avoir un accident 3.6 fois plus grand que celui du groupe d'âge 55 à 64 ans. Les autres différences sont toutes statistiquement non-significatives à un seuil $\alpha = 5\%$.

Tableau 8 : Estimation de la probabilité d'avoir un accident déclaré en 1996 chez les hommes.

Variables explicatives	RR	I.C à 95%	p-value
Plus haut niveau d'éducation			
primaire - secondaire	1,605	[1,235 ; 2,086]	0,0847
technicien ou métier	1,591	[1,196 ; 2,115]	0,1308
collégial(CEGEP)	1,330	[1,037 ; 1,705]	0,8250
universitaire	1		
âge en 1996			
16 à 24 ans	2,777	[1,852 ; 4,163]	<0,0001
25 à 34 ans	1,592	[1,093 ; 2,318]	0,0632
35 à 44 ans	1,015	[0,697 ; 1,477]	0,0013
45 à 54 ans	1,004	[0,683 ; 1,474]	0,0019
55 à 64 ans	1		
Utilisation du téléphone sans fil			
utilisateurs			
non-utilisateurs	1,409	[1,121 ; 1,770]	0,0033
jamais-utilisateurs	1		

Pour les hommes en 1996, les individus du groupe d'âge de 16 à 24 ans semblent avoir 2,8 fois plus de risque d'avoir un accident que les individus du groupe d'âge de 55 à 64 ans. Finalement les individus entre 35 et 44 ans semblent avoir 1,5% plus de risque d'accident que le groupe témoin 54 à 65 ans. Les hommes de la cohorte II* (lorsqu'ils n'utilisaient pas de téléphone sans fil en 1996) semblent avoir 41% plus de risque d'avoir un accident et ce par rapport aux hommes de la cohorte III* qui eux aussi n'avaient pas de téléphone sans fil en 1996. Nous avons noté en particulier qu'en séparant les femmes des hommes, la différence entre la cohorte II* et III* en terme d'implication à un accident de la route existe essentiellement chez les hommes en 1996, ceci correspond bien à ce que nous avons constaté dans le tableau 6.

Pour l'année 1999, le tableau 9 que pour les femmes, aucune différence n'est statistiquement significative au seuil $\alpha = 5\%$, et ce malgré le fait que le tableau 6 montre qu'il y a une grande différence entre les femmes des cohortes I* et II* en 1999. Par ailleurs dans le tableau 10, les hommes dont le plus haut niveau d'étude est le niveau technicien ou métier semblent avoir 83% plus de risque d'avoir un accident que les hommes avec un niveau d'étude universitaire. Les hommes d'âge entre 16

à 24 ans semblent avoir 3,294 fois plus de risque d'accident par rapport aux hommes âgés entre 55 et 64 ans.

Tableau 9 : Estimation de la probabilité d'avoir un accident déclaré en 1999 chez les femmes.

Variables explicatives	RR	I.C à 95%	p-value
Plus haut niveau d'éducation			
primaire - secondaire - technicien ou métier	0,987	[0,458 ; 2,125]	0,8799
collégial(CEGEP)	1,094	[0,551 ; 2,172]	0,7845
universitaire	1		
âge en 1996			
16 à 24 ans	4,727	[0,834 ; 26,777]	0,0758
25 à 34 ans	2,161	[0,479 ; 9,761]	0,9543
35 à 44 ans	1,870	[0,426 ; 8,196]	0,6423
45 à 54 ans	2,268	[0,509 ; 10,102]	0,8230
55 à 64 ans	1		
Utilisation du téléphone sans fil			
utilisatrices	1		
non-utilisatrices	1,510	[0,791 ; 2,881]	0,2117
jamais-utilisatrices			

Tableau 10 : Estimation de la probabilité d'avoir un accident déclaré en 1999 chez les hommes.

Variables explicatives	RR	I.C à 95%	p-value
Plus haut niveau d'éducation			
primaire - secondaire	1,710	[1,173 ; 2,493]	0,0712
technicien ou métier	1,828	[1,206 ; 2,771]	0,0378
collégial(CEGEP)	0,968	[0,670 ; 1,398]	0,0280
universitaire	1		
âge en 1996			
16 à 24 ans	3,294	[1,482 ; 7,321]	0,0062
25 à 34 ans	1,505	[0,870 ; 2,602]	0,8579
35 à 44 ans	1,442	[0,879 ; 2,365]	0,5759
45 à 54 ans	1,239	[0,746 ; 2,055]	0,0956
55 à 64 ans	1		
Utilisation du téléphone sans fil			
utilisateurs	1		
non-utilisateurs	0,908	[0,690 ; 1,195]	0,4914
jamais-utilisateurs			

6. Résultats

Selon le tableau 5, les jamais utilisatrices (III*) ont un taux d'accident de 2,31% en 1996 et de 2,11% en 1999 donc semblable. Les non-utilisatrices (II*) ont un taux de 2,31% en 1996 mais un taux d'accident de 3,30% donc plus élevé en 1999, ayant acquis un téléphone mobile. Chez les hommes (tableau 6) la cohorte III* jamais utilisateurs enregistrent un taux de 2,88% en 1996 et de 2,63% en 1999 mais les non utilisateurs (II*) en 1996 ont un taux de 4,40% et devenant utilisateurs en 1999 on un taux de 3,94% donc plus à risque avant d'obtenir un téléphone mobile, et ils étaient plus jeunes. Les femmes ne sont pas plus à risque avant le téléphone mais plus à risque en 1999 alors qu'elles deviennent utilisatrices. Les hommes devenant utilisateurs étaient déjà plus à risque en 1996 et le sont demeurés en 1999 avec le téléphone mobile.

7. Conclusion

Pour les femmes, les analyses portent sur un nombre restreint d'accidents. En 1996 les taux des cohortes II* et III* sont semblables. En 1999 la cohorte II* devenu utilisatrices à un taux supérieur aux jamais utilisatrices. Pour les hommes ont constate un taux élevé en 1996 pour la cohorte II*, nettement plus grand que la cohorte III*. Une explication partielle peut être la différence d'âge, la cohorte II* étant plus jeune que les deux autres cohortes. En 1999 les cohortes II* et III* ont des taux semblables et plus élevés que celui de la cohorte I*.

CHAPITRE VII

CONCLUSION

CHAPITRE VII

CONCLUSION

Cette recherche constitue une des premières, sinon la première étude épidémiologique qui, à l'aide d'un échantillon considérable, montre une association entre les accidents de la route, à la fois matériels et avec blessures, et l'usage du téléphone mobile/cellulaire au volant. Elle démontre également un risque plus élevé d'infractions au Code de la sécurité routière entre les utilisateurs et les non-utilisateurs de téléphone. Toutefois, le risque relatif n'est pas aussi élevé qu'il n'a d'abord été estimé par des travaux antérieurs réalisés par d'autres chercheurs. Nos résultats indiquent des niveaux de risque de l'ordre de 1,5 fois plus élevés chez les utilisateurs comparativement aux non-utilisateurs, pouvant atteindre 2 fois, mais ceci uniquement chez les très grands utilisateurs. Les petits utilisateurs enregistrent des taux d'accident semblables aux non utilisateurs de téléphone mobile.

Les 5 volets d'analyses en plus de confirmer les résultats obtenus lors de la recherche sur les risques de collisions associés au téléphone cellulaire démontrent davantage l'inférence que le risque d'accident augmenté chez les utilisateurs et utilisatrices est dû à la possession du téléphone mobile et, ce qui est nouveau, à l'utilisation du téléphone mobile (T.M.) lors d'accidents. En effet, le volet 4 qui utilise une approche Bayésienne pour évaluer le risque relatif (RR) d'avoir un accident lorsque le conducteur est au téléphone, trouve un RR de 0,781 chez ceux qui font moins d'un appel par jour et de 2,27 chez ceux qui font plus de 7 appels par jour. Cette recherche a examiné les temps d'utilisation du T.M. dans une fenêtre de 1 à 15 minutes avant l'accident.

Par contre, l'utilisation de la méthode du cas chassé-croisé appliqué à cette problématique (Redelmeier et Tibshirani, 1997) surestime le vrai risque, 2 fois et plus celui estimé par notre recherche épidémiologique. Par des études de simulations, le volet 3 démontre que la méthode du cas chassé-croisé est très sensible à des surestimations du vrai risque lorsque les données sont imprécises. Deux recherches, conduites par notre équipe montrent a) que le jour de l'accident les utilisateurs du T.M. font 55% plus d'appels que les autres jours, ce calcul étant fait sur 19 millions d'appels ; les répondants à notre questionnaire soulignent aussi que des appels sont faits après l'accident. (Laberge-Nadeau et al, 2001) b) De plus Antoine N'Zué et al. (2002) démontrent dans une étude sur 15 584 collisions que l'heure inscrite par la police dans 87% des cas est un multiple de 5 minutes et dans

45%, en multiple de 15 minutes. Ainsi en prenant les appels faits de 1 à 10 minutes avant l'heure inscrite par la police, des appels faits après l'accident peuvent être imputés au moment ou avant l'accident.

Redelmeier et Tibshirani ont fait varier la fenêtre de temps avant l'heure inscrite de l'accident de 1, 5, 15 minutes et plus mais ils ont retenu une fenêtre de -10 minutes et calculé un RR de 6,5 (corrigé à 4,3 par la suite) d'où l'erreur, les nombres d'appels trouvés étant contaminés par des appels post-accidents. Le volet 3 a démontré que le devis cas chassé-croisé est valable pour estimer le risque lorsque les données sont précises mais le volet 3 invalide le RR décrit par Redelmeier et Tibshirani car surestimé.

Le volet 1 en examinant 5 ans d'infractions au code de la route des 2 cohortes, utilisatrices et non-utilisatrices du T.M. et aussi chez les seuls utilisateurs(trices) en examinant des fréquences d'utilisation trouvent des résultats très semblables à ceux de l'estimation du RR d'accident dans l'étude Laberge-Nadeau et al. En effet les usagers du T.M. enregistrent 42% plus d'infractions que les non-utilisateurs et chez les conductrices avec T.M. c'est 60% plus à risque tout en tenant compte du kilométrage annuel, de l'âge et des habitudes de conduites à l'aide de modélisation avec mesures répétitives. Les utilisateurs de T.M. adoptent donc une conduite plus à risque. De plus des auteurs de plusieurs publications discutent de la valeur d'utiliser les infractions comme une approximation des accidents. Le volet 1 fait donc une démonstration intéressante de cette approximation et de son utilisation à défaut d'autres données.

Le volet 2, après application de méthodes d'analyses factorielles des correspondances et de classification ascendante hiérarchique, n'a pas trouvé une typologie propre aux accidents des utilisateurs, incluant les utilisatrices du T.M. Cependant il ne faut pas conclure de façon définitive qu'il n'en existe pas.

Le volet 5, examine la conduite à risque des utilisateurs(trices), avant la possession du T.M. comparés aux jamais utilisateurs (accidents 1987 vs ceux de 1999 et ceux de 1996 vs 1999). La comparaison 1987-1999 montre qu'avant la possession de T.M. en 1987, les utilisateurs n'étaient pas plus à risque d'accident que les jamais utilisateurs. Dans la période 1987-1999, chez les 2 groupes, les taux d'accidents on baissé mais ont moins baissé chez les utilisateurs : 18% vs 25%. La comparaison

1996-1999 ne montre pas la même tendance : la date exacte de possession du T.M. dans une année donnée n'a pas pu être suffisamment précise et a pu affecter ces derniers résultats.

Les résultats de toutes ces analyses renforcent l'inférence trouvée du RR dû à la possession du T.M (Laberge-Nadeau et al. 2001) et aussi à l'utilisation du T.M. lors d'accidents. Le risque demeure autour de 2,2 chez les grands utilisateurs du T.M. et non pas de 4, un risque surestimé en regard du vrai risque. D'autres résultats intéressants sont aussi présentés dans chacun des 5 volets d'analyses.